В. В. ПАЕВСКИЙ

ВОПРОСЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ И МЕДИЦИНСКОЙ СТАТИСТИКИ

(Избранные произведения)

Под ред. проф. А. М. МЕРКОВА

Статистика
Москва 1970

Printed in Sovietunion

Составители сборника:
проф. А. М. МЕРКОВ
канд. экон. наук Г. Ш. БАХМЕТОВА

Авторы краткого очерка о жизни и деятельности В. В. Паевского:
канд. экон. наук Г. Ш. БАХМЕТОВА,
канд. мед. наук М. С. БЕДНЫЙ.

В сборнике публикуются работы В. В. Паевского, которые не потеряли научного и практического значения для современного читателя. К ним относятся методические работы по вопросам исчисления таблиц смертности и средней продолжительности жизни, измерения смертности мигрирующих масс населения, применения анамнестического метода в демографии, перспективных расчетов численности населения и др. Включены работы по медицинской статистике: о вероятности смертности от отдельных причин, применении выборочного метода в разработке статистических данных о заболеваемости, применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине.

Книга познакомит работников демографической и медицинской статистики с наиболее ценными работами В. В. Паевского и явится полезным методическим пособием для статистиков, демографов, врачей, а также для студентов высших учебных заведений.

1—8—3
62—69

ОТ РЕДАКТОРА

Владимир Владиславович Паевский — один из крупнейших отечественных ученых в области статистики.

В сборник избранных произведений В. В. Паевского из многих его работ вошла только часть, не потерявшая теоретического и практического значения до настоящего времени. Некоторые работы включены в сборник в сокращенном виде, из них удалены разделы, явно устаревшие или имеющие относительно меньшее значение.

В. В. Паевский, несмотря на недолгую жизнь, занял видное место в истории советской статистики. Основной вклад сделан им в теорию и практику советской демографической статистики.

Работая вместе со своим учителем и другом — крупнейшим отечественным демографом С. А. Новосельским в секторе демографии Ленинградского городского статистического бюро (1923—1931 гг.), В. В. Паевский во многом способствовал организации учета и изучению демографических процессов в населении Ленинграда, который в 20—30-х гг. по развитию демографической статистики занял первое место среди городов СССР и одно из первых мест в мире. В это время В. В. Паевский проявил себя как крупный исследователь в области демографии. Впоследствии (1931—1934 гг.) в качестве заместителя директора Демографического института Академии наук СССР В. В. Паевский (частично совместно с С. А. Новосельским) разработал ряд крупных теоретических проблем демографической статистики в

591141

таких работах: «О выравнивании возрастных группировок», «Об измерении смертности мигрирующих масс населения», «О применении анамнестических методов в демографии», «О методах расчета будущей численности и возрастного состава населения», «О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения» и др.

К крупнейшим демографическим работам В. В. Паевского относятся таблицы смертности и средней продолжительности жизни населения СССР в 1926—1927 гг., составленные им совместно с С. А. Новосельским. Методика их построения, изложенная во введении к этим таблицам, является самостоятельным демографическим исследованием. Эти, наиболее крупные демографические работы В. В. Паевского, включены в настоящий сборник. Фактический материал части демографических исследований В. В. Паевского, посвященных изучению конкретных демографических процессов в населении Ленинграда в 20-х годах, естественно, устарел. Однако работы сохранили свою значимость с точки зрения методических приемов конкретного демографического исследования, а анализ изучаемого материала проведен в них с таким методическим совершенством, что делает эти работы интересными и для современного читателя.

В сборник включена также и лучшая часть работ В. В. Паевского в области медицинской статистики. В. В. Паевский, не будучи врачом, тем не менее хорошо понимал необходимость внедрения математических и математико-статистических приемов исследования в медицину, энергично пропагандировал и популяризировал их, лично принимал участие в проведении ряда исследований в области охраны материнства и младенчества. В. В. Паевский явился автором ряда ценных работ, в которых разработаны методические основы статистики охраны материнства и младенчества. В их числе видное место занимает руководство «Элементы статистики» для работников охраны материнства и младенчества и других отраслей социальной гигиены, дважды выходившее из печати (1931 и 1934 гг.) и допущенное Комиссией по учебникам Главпрофобра Народного комиссариата просвещения в качестве учебного пособия для медицинских высших учебных заведений.

Необходимо отметить еще одну выдающуюся работу В. В. Паевского—«О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости». Доклад на эту тему был прочитан Паевским на XI Всесоюзном съезде бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей в Ленинграде в 1928 г. и опубликован в 1929 г. в книге трудов съезда. В этой работе В. В. Паевский обосновал необходимость и целесообразность применения выборочного метода при изучении заболеваемости населения и предложил приемы расчета выборочной совокупности. Эти рекомендации В. В. Паевского, как и ряд других в области медицинской статистики, не потеряли своего значения до сих пор.

Проф. А. М. МЕРКО

КРАТКИЙ ОЧЕРК ЖИЗНИ И ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В. В. ПАЕВСКОГО

Владимир Владиславович Паевский (1893—1934 гг.) — один из крупнейших представителей советских статистиков-демографов, труды которого явились значительным вкладом в развитие отечественных исследований в области демографии и медицинской статистики.

В. В. Паевский родился 2 апреля 1893 г. в Петербурге. Учился он в Петербургской гимназии, которую окончил с золотой медалью в 1911 г., поступил на физико-математический факультет Петербургского университета и закончил его в 1915 г. с дипломом первой степени.

Будучи студентом, он интересовался вопросами приложения теории вероятностей к страховому делу и проводил исследования в этой области под руководством профессора С. Е. Савича.

В университете он написал дипломную работу «Математическая теория риска при страховании жизни». Эта работа была опубликована в «Известиях общества страховых знаний» в 1916 г.

По окончании университета В. В. Паевский был призван в армию, где полтора года служил адъютантом артиллерийского дивизиона. С июня 1919 г. он находился в рядах Красной Армии, где занимал ряд командных должностей.

После демобилизации с октября 1922 г. В. В. Паевский работал в петроградских статистических органах (губернском отделе статистики, областной плановой комиссии) руководителем демографических работ.

С 1923 по 1925 г. он читал курсы страховой статистики и математической теории страхования на факультете общественных наук, а также курс математической теории населения и демографии на физико-математическом факультете Ленинградского университета.

В 1924 г. Паевский был избран доцентом по математической теории страхования кафедры математической статистики Ленинградского университета.

В 1925 г. он был приглашен на должность научного руководителя по биосоциальной, как она тогда называлась, статистике в Ленинградский институт охраны материнства и младенчества, где проработал до конца своей жизни, состоял членом Ученого Совета и принимал активное участие в работах научного общества по охране материнства и младенчества. Он читал лекции врачам, командируемым в институт для усовершенствования, и руководил большой исследовательской работой института в области статистики детской и материнской смертности, заболеваемости и физического развития детей.

Помимо этого В. В. Паевский консультировал во Всесоюзном институте экспериментальной медицины по применению математико-статистических методов в медицинских исследованиях.

В конце 1930 г. Академия наук СССР пригласила В. В. Паевского принять участие в организации Демографического института, в котором он затем занял пост заместителя директора.

В этом институте В. В. Паевский развернул большую научно-исследовательскую работу по разработке методологии исчисления отдельных возрастных контингентов населения, в области изучения смертности, плодовитости и заболеваемости населения.

В. В. Паевский становится одним из крупнейших статистиков-демографов. В 1932 г. он был назначен консультантом в ЦУНХУ при Госплане СССР по вопросам использования материалов переписи населения.

В своих научных исследованиях В. В. Паевский продолжил традиции отечественной статистической науки, развил и углубил ее методологические положения. Своей научно-исследовательской, педагогической и практической деятельностью он подтвердил правильность и жизненность новых позиций советской демографической

и медицинской статистики, вытекавших из принципиально новых задач статистики Советского государства.

В. В. Паевский умер молодым. Однако он оставил солидное научное наследство — свыше 70 работ. В основном это статьи в различных журналах и сборниках, а также методическое пособие для врачей «Элементы статистики».

Круг вопросов, интересовавших молодого математика, посвятившего себя демографической и медицинской статистике, был весьма широким. В его трудах анализируются фактические материалы о заболеваемости, смертности, рождаемости, браках, разводах и излагаются оригинальные методические приемы исследования.

Работы В. В. Паевского можно условно разделить на 3 группы: статьи по вопросам демографии; исследования в области детской смертности, охраны материнства и младенчества; специальные методические и методологические работы.

К первой группе работ прежде всего следует отнести написанное совместно с С. А. Новосельским введение к книге «Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности».

Необходимость составления таблиц смертности населения СССР вызывалась потребностями развития советского народного хозяйства, для которого важное значение имели расчеты на несколько лет вперед численности различных контингентов населения (школьных, рабочих, призывного пенсионного возрастов и др.). В 1928 г. Коллегия ЦСУ поручила осуществление и руководство этой работой С. А. Новосельскому и В. В. Паевскому.

На основе разработанных ими методических принципов были рассчитаны таблицы смертности для населения европейской части Советского Союза, а также для отдельных ее регионов. Исчисление таблиц смертности за 1926—1927 гг. позволило выявить закономерности динамики смертности, показать достижения нашей страны в улучшении здоровья и увеличении средней длительности жизни ее населения.

В этой работе большое внимание уделяется рассмотрению методики и методологии расчета таблиц смертности. Разработанные в этой работе В. В. Паевским

положения не утратили своего значения и в настоящее время.

К числу значительных демографических работ В. В. Паевского относится также его статья «К вопросу о рождаемости в Ленинграде», опубликованная в 1929 г. в статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения.

В этой статье В. В. Паевский проанализировал влияние новых факторов на рождаемость в Ленинграде. В период исследования этого вопроса В. В. Паевским в Ленинграде начали снижаться общие показатели рождаемости, что обусловливалось влиянием ряда факторов. Анализируя влияние на рождаемость легализации абортов, проведенной в 1920 г., В. В. Паевский доказал, что она привела лишь к мнимому росту их числа в результате улучшения регистрации. Он указал также на то, что причиной понижения рождаемости в городах является сознательное регулирование числа рождений в семье. К мерам такого регулирования относится не только аборт, но и применение различных способов контрацепции. Тем не менее, указывал В. В. Паевский, аборт должен быть изучен не менее тщательно, чем другие демографические явления. В. В. Паевский пришел к правильному выводу о том, что большая частота абортов в семьях рабочих по сравнению с семьями служащих вызвана тем, что у последних практика ограничения числа рождений чаще осуществляется путем применения противозачаточных средств. На основании анамнестических данных В. В. Паевский детально анализирует частоту абортов в зависимости от влияния отдельных факторов на различные социальные группы населения. Он выявляет и статистически доказывает влияние на частоту абортов недостатка материальных средств, болезненного состояния женщины, желания скрыть беременность, наличия грудных детей и пр.

Проблема абортов в нашей стране не утратила своего значения и в настоящее время. Исследования В. В. Паевского могут служить образцом тщательного и методически отточенного анализа этой серьезной социально-гигиенической проблемы.

В рассматриваемой группе работ выделяются также статьи «Брачность и разводы в Ленинграде» и «Средняя разность возрастов женихов и невест».

Новые социальные и экономические условия жизни социалистического государства обусловили новые отношения и в быту. Учитывая, что в СССР отсутствует страх оставить будущее потомство без средств к существованию, В. В. Паевский проводит многоплановый анализ демографических процессов и обращает внимание на новые закономерности в динамике брачности и разводов в нашей стране.

Среди работ, посвященных вопросам охраны материнства и младенчества, прежде всего следует отметить пособие «Элементы статистики», предназначенное для врачей, работающих в области охраны материнства и младенчества. Это руководство является настольной книгой для ряда поколений врачей педиатров и акушеров-гинекологов. В нем просто и ясно изложены интересующие врачей этих специальностей вопросы статистики: методы измерения смертности в детских учреждениях открытого и закрытого типов, изучение эффективности работы детских лечебных учреждений, методы анализа деятельности женской и детской консультаций.

В статье «Статистика в деле охраны материнства и младенчества» Паевский изложил собственные концепции о практическом значении статистики. Он писал, в частности, что «статистика должна дать ответ на вопрос об эффективности всех мероприятий по охране материнства и младенчества в целом по всей стране и по отдельным территориальным подразделениям. При этом желательно установление объективных по возможности числовых критериев такой эффективности и, в идеале, даже выведение баланса между экономическими выгодами, являющимися следствием указанных мероприятий, и государственными затратами на них. Статистика должна дать ответ... на вопрос о сравнительной полезности отдельных мероприятий..., указать, с одной стороны, на малоэффективные и вовсе не эффективные стороны и показать, с другой стороны, при каких условиях другие мероприятия дают наибольший коэффициент полезности». Едва ли эти положения кто-либо будет оспаривать и сейчас при проведении получающих все более широкое развитие в нашей стране социологических, социально-гигиенических и демографических исследований.

В этой группе работ В. В. Паевского следует также отметить статьи: «Измерение смертности грудных детей», «Смертность и доживаемость грудных и малых детей в Ленинграде», «Методика измерения детской смертности в возрасте от 0 до 1 года», «Детская консультация в небольшом городе (опыт статистической характеристики)», «Смертность от детских инфекций в Ленинграде».

Значительное число работ В. В. Паевского посвящено методологическим проблемам демографической и медицинской статистики. Особенно следует выделить написанную совместно с А. П. Яхонтовым фундаментальную работу о применении анамнестических методов в демографии, в которой дано теоретико-математическое обоснование этого метода. Еще ранее Г. А. Баткис применил этот метод с целью ретроспективного анализа демографических явлений в основном у народностей, у которых до революции не регистрировались демографические события. Однако исследования Г. А. Баткиса и его учеников носили более или менее эмпирический характер, теоретическое же обоснование метода дано было позднее В. В. Паевским.

Внедренный в практику Г. А. Баткисом и теоретически разработанный В. В. Паевским и А. П. Яхонтовым анамнестический метод не утратил своего значения и в настоящее время. В частности, его можно рекомендовать для изучения демографических процессов в развивающихся странах, в которых в период колониальной зависимости не был налажен учет демографических процессов. Исследование этих вопросов имеет задачу определить характер и темпы роста населения, изучить факторы, влияющие на процессы воспроизводства населения, наметить пути устранения неблагоприятного их влияния.

Исключительно большое значение имели и другие теоретико-методологические работы В. В. Паевского, в частности его работы «Об измерении смертности мигрирующих масс населения» и «О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости».

В первой из этих работ дано теоретическое обоснование методов измерения так называемых «мигрирующих контингентов» (население детских домов, домов инвалидов, контингенты, состоящие на учете туберкулезных и онкологических учреждений и пр.) с относительно малой сменяемостью численности и значительными раз-

личиями в возрастном составе. Эта работа сразу же нашла применение в практике. Еще большее значение имела вторая названная работа.

Как известно, в середине 20-х годов в ряде местностей нашей страны была сделана попытка возобновить изучение общей заболеваемости населения путем карточной регистрации первичных заболеваний в амбулаториях примерно так, как это делалось в земский период в сельских местностях некоторых губерний дореволюционной России. Серьезным препятствием к развитию статистики общей заболеваемости являлось недостаточное знакомство медицинских статистиков того времени с теорией выборочного исследования и трудность статистической обработки численно больших и все более возрастающих количеств регистрационного материала. На основе расчетов В. В. Паевский заявил: «Выборочная разработка карточного материала, в случае достаточно большой массивности материала, может дать удовлетворительные данные для суждения: а) об общем строе заболеваемости населения (экстенсивные показатели); б) об общем повозрастном распределении заболевшего населения; в) об общем распределении заболевших по социально-профессиональным группам; г) о погодной динамике экстенсивных соотношений в заболеваемости; д) о приближенной величине интенсивных показателей заболеваемости».

По докладу В. В. Паевского статистическая секция XI Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей рекомендовала применение выборочного способа разработки данных о заболеваемости.

Теоретические расчеты В. В. Паевского были подвергнуты практическому опробованию. В. С. Быховский, Н. П. Климов, Ф. К. Краземан и М. Н. Соколов в работе «Опыт применения выборочного метода к разработке статистических карточек заболеваемости»[1] пришли к заключению, что относительные величины, характеризующие состав заболеваемости и полученные выборочным и сплошным путем, не обнаруживают сколько-нибудь заметных различий. Несмотря на то, что основы выборочного метода изучения заболеваемости были разработаны В. В. Паевским еще в 1928 г. (рассчитаны вероятностные схемы

[1] См. «Санитарно-статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения», М., 1928.

отбора), успешно проверенные на практике, до последнего времени статистика общей заболеваемости не использовала достаточно широко этот исключительно продуктивный метод исследования. Здесь следует отметить большую организационную и научно-исследовательскую работу, проведенную профессорами Г. А. Баткисом, А. М. Мерковым и др., решительно отстаивавшими и отстоявшими целесообразность и необходимость применения выборочного метода в изучении общей заболеваемости. Можно полагать, что публикация избранных трудов В. В. Паевского будет способствовать повышению теоретико-статистических знаний работников социальной гигиены и здравоохранения и что ценные идеи этого крупнейшего теоретика в области статистики и демографии будут широко использоваться в исследованиях общей заболеваемости.

Много внимания уделял В. В. Паевский подготовке кадров специалистов в области демографических и медико-статистических исследований. Среди его учеников, занимавшихся вопросами демографии и статистики, были студенты Ленинградского университета, слушавшие курс математической теории населения. Руководил он также аспирантами, проходившими обучение на кафедре социальной гигиены женщины и ребенка в Институте охраны материнства и младенчества. Из его учеников впоследствии вышли известные талантливые практические и научные работники.

В. В. Паевский досконально изучил дело охраны материнства и младенчества. Он выступал перед врачами с многочисленными лекциями и докладами, в которых ясно и доступно излагал вопросы статистической методологии, разъяснял значение и важность статистики как орудия социального познания, как необходимой предпосылки для проведения целенаправленных социальных и медицинских мероприятий в борьбе за охрану и укрепление здоровья женщин и детей молодого Советского государства.

В. В. Паевский был исключительно обаятельным человеком, скромным и доброжелательным. Он всегда готов был поделиться своими знаниями, стремился научить людей правильно и плодотворно работать в области статистики. Он был строг и требователен не только к другим, но в первую очередь к себе.

В. В. Паевский относится к той категории ученых, которые никогда не принимают на веру рекомендуемые другими авторами методы и приемы. В многочисленных работах В. В. Паевского нельзя встретить ни фактографического изложения статистического материала, ни формалистического подхода к разбираемым явлениям. Широко применяя в своих исследованиях математические приемы, он подчинял их познанию внутренних связей и опосредствований изучаемого материального явления. Он был врагом формального схоластико-математического подхода к изучению демографических и санитарных процессов. Будучи великолепным мастером по построению оригинальных, тонких и точных методов исследования, он избегал математических излишеств и стремился к четкому и доступному изложению предлагаемых методик. Методические приемы для В. В. Паевского не были самоцелью, он стремился сделать их доступными для широкого круга демографов и медицинских статистиков и, главное, стремился к тому, чтобы точность результатов оправдывала затраченные силы и средства.

Авторитет В. В. Паевского в методических вопросах демографической статистики был исключительно высок при жизни и таким же остался после смерти. К его трудам, разработанным им методам и приемам и в настоящее время обращаются демографы, социологи, статистики и исследователи в области социальной гигиены и организации здравоохранения. Несмотря на солидный «возраст», эти работы до сих пор сохраняют теоретическое и практическое значение. Глубина подхода к проблемам, ясность изложения, научная добросовестность делают труды В. В. Паевского образцом научного исследования современных проблем демографии и медицинской статистики.

В заключение авторы этого очерка считают своим долгом выразить благодарность С. А. Бекуновой, А. Г. Волкову, Р. М. Дмитриевой, Ю. А. Добровольскому, М. В. Курману, А. Н. Типольт, З. З. Шнитниковой за помощь в сборе материалов и предоставление различного рода сведений, без которых составление очерка оказалось бы невозможным.

РАБОТЫ ПО ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ

О ПОСТРОЕНИИ КОЭФФИЦИЕНТОВ СМЕРТНОСТИ НЕПОДВИЖНОГО НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

Вопросы сравнительного изучения смертности различных человеческих масс ставят перед исследователем задачу нахождения целесообразно выбранных измерителей, из сопоставления которых и должны вытекать те или иные статистические выводы. При этом часто весьма желательно, чтобы подобные измерители могли быть выражены единичными числами: сопоставление смертности серии отдельных совокупностей в этом случае приобретает особую ясность и показательность.

Общеизвестны неудобства, возникающие при использовании простого общего коэффициента смертности в качестве такого измерителя. Исключительно сильная зависимость смертности от возраста может затушевать многие (часто наиболее интересные) различия смертности в рассматриваемых совокупностях при пользовании общим коэффициентом смертности, если сравниваемые массы заметно различаются по возрастной структуре. Отсюда вытекает требование о построении таких показателей, которые или элиминировали бы полностью все возрастные различия, или исключали бы те различия в воз-

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20, стр. 31—54. Печатается с сокращениями.

растной структуре, какие не обязаны своим существованием самой смертности. По первому из указанных путей идет построение стандартизованных коэффициентов смертности, по второму — построение коэффициентов смертности неподвижного (стационарного) населения. Построение стандартизованных коэффициентов с точки зрения техники дела является значительно более простой операцией, нежели нахождение коэффициентов смертности неподвижного населения. Однако стандартизованным коэффициентам свойственны многие недостатки[1], имеющие корни в общей условности такого построения. С точки зрения чисто теоретической (иногда и в отдельных случаях практики) более предпочтительным является построение коэффициентов смертности неподвижного населения. Построение коэффициента смертности стационарного населения дает в руки исследователя показатель, не связанный ни с каким условно выбранным стандартом, и, следовательно, приводит к измерителю, численная величина которого во всех случаях для данной совокупности и данной смертности может иметь только одно значение (если не считаться с различной степенью точности вычислений) — свойство, весьма ценное с научной точки зрения. Наличие такого коэффициента, с другой стороны, сразу же позволяет получить и иную весьма характерную величину — величину средней продолжительности предстоящей жизни.

Однако, несмотря на все указанные преимущества, область практического применения коэффициентов смертности стационарного населения в настоящее время весьма не широка. Причиной такого редкого использования этого измерителя является техническая сложность его построения, связанная с необходимостью построения таблиц смертности и тем самым требующая затраты большого количества работы. Между тем можно указать довольно простые методы, позволяющие без особого труда получить в достаточной мере хорошее *приближенное* значение общего коэффициента смертности неподвижного населения. Целью настоящей статьи и является указание одного из простых методов получения коэффициента

[1] См., например, С. А. Новосельский. О применении метода «Standard population» к измерению рождаемости. — «Материалы по статистике Ленинграда». Вып. 3, 1921.

смертности неподвижного населения (и величины средней продолжительности предстоящей жизни), метода, основанного на использовании ряда простых повозрастных (пятилетних) коэффициентов смертности, какие всегда (в особенности в момент переписи) имеются в распоряжении местного статистического органа.

Идея предлагаемого метода весьма проста и заключается в целесообразном подборе и использовании общеизвестных зависимостей математической теории смертности. При этом следует заметить, что самое применение этого способа не требует от работающего никаких специально математических познаний и ограничивается лишь требованием знакомства с употреблением обыкновенных таблиц логарифмов. Немногим сложнее обстоит и дело с математическим обоснованием предлагаемой вычислительной схемы.

Пусть в нашем распоряжении имеется ряд повозрастных обычных коэффициентов смертности:

$$m_{x_0},\ m_{x_1},\ m_{x_2},\ \ldots,\ m_{x_i},\ \ldots,\ m_{x_n}\ (x_0=0).$$

Поставим первоначально задачу нахождения числа доживших до какого-либо возраста x_i из числа 100 000 родившихся в условиях смертности, соответствующей данному ряду коэффициентов. Вспоминая известную зависимость между «силой смертности» μ_x и числом доживающих l_x[1], имеем:

$$\mu_x dx = -\frac{dl_x}{l_x},$$

или

$$\mu_x\, dx = -d \log l_x,$$

откуда, интегрируя, легко получаем

$$\log l_{x_i} - \log l_0 = -\int_0^{x_i} \mu_x\, dx; \qquad l_{x_i} = l_0\, e^{-\int_0^{x_i} \mu_x dx}.$$

[1] Здесь как обычно функции μ_x, l_x (а также и T_x, e_x и др.) предполагаются функциями непрерывными и имеющими на всем промежутке производные.

Общий промежуток интегрирования может быть разбит на ряд частных промежутков и интеграл в показателе при e представлен в виде суммы интегралов:

$$\int_0^{x_i} \mu_x\,dx = \int_0^{x_1} \mu_x\,dx + \int_{x_1}^{x_2} \mu_x\,dx + \cdots + \int_{x_{i-1}}^{x_i} \mu_x\,dx.$$

Выберем указанные малые промежутки интегрирования

$$x_k, \ldots, x_{k+1}$$

такими, чтобы внутри каждого такого промежутка величина «силы смертности» (μ_x) могла бы быть принята (в пределах, не нарушающих требуемой точности вычислений) за величину постоянную. В сущности говоря, неявно именно такое допущение постоянства величины μ_x на известном промежутке делается при всяком построении таблицы смертности: при построении полной таблицы смертности такими промежутками считаются однолетние промежутки, при построении кратких таблиц — пятилетние или даже десятилетние[1]. Тогда

$$l_{x_i} = l_0\, e^{-\sum_0^{i-1} \mu_{x_k} r_k},$$

где r_k — есть длина k-го промежутка в годах. С другой стороны, в наших условиях (постоянства силы смертности внутри любого промежутка)

$$m_{x_k} = \mu_{x_k},$$

ибо m_{x_k} — не что иное, как взвешенная средняя из всех тех значений, какие, вообще говоря, μ_x пробегает на изучаемом промежутке возраста. Отсюда

$$l_x = l_0\, e^{-\sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k}.$$

[1] Заметим, что и общеупотребительная формула $q_x = \frac{2m_x}{2 + m_x}$ есть не что иное, как приближение более точной зависимости $q_x = 1 - e^{-m_x}$, получаемой при тех же предположениях о постоянстве силы смертности на некотором промежутке. Зависимость же $q_x = 1 - e^{-m_x}$ есть простое следствие приводимых в тексте формул.

Логарифмируя указанное соотношение (при основании 10), имеем:

$$\lg l_{x_i} = \lg l_0 - \left(\sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k\right) \lg e,$$

или (вспоминая, что $l_0 = 100\,000$ и $\lg e = 0{,}43429$)

$$\lg l_{x_i} = 5 - 0{,}43429 \sum_0^{i-1} m_{x_k} r_k. \qquad (I.1)$$

Таким образом, для нахождения логарифма l_{x_i} оказывается необходимым лишь вычисление суммы $\Sigma m_{x_k} \cdot r_k$. Но сумма эта есть сумма последовательных простых повозрастных коэффициентов смертности, начиная с первого и включая последний, предшествующий определяемому возрасту, причем каждый из коэффициентов берется слагаемым столько раз, сколько лет заключается в том промежутке возраста, какой он измеряет (однолетние коэффициенты берутся однократно, пятилетние — пятикратно и т. п.).

Таким совершенно простым способом получается сначала ряд значений $\lg l_{x_i}$, а затем путем логарифмических таблиц и самые значения l_{x_i}.

Далее, имея в своем распоряжении ряд значений чисел доживающих (l_x), нетрудно вычислить и сам коэффициент смертности неподвижного населения. Обращаемся опять к общеизвестным зависимостям:

$$m_s = \frac{1}{e_0^0} = \frac{l_0}{T_0},$$

где m_s — общий коэффициент смертности стационарного населения (соответствующего данной смертности);

e_0^0 — средняя продолжительность предстоящей жизни при рождении;

T_0 — общая численность стационарного населения или общее число лет, прожитых всем населением, при числе родившихся l_0. Вместе с тем известно, что T_0 может быть представлено в виде:

$$T_0 = \int_0^w l_x\,dx, \qquad (I.2)$$

где w — предельный возраст доживания.

Имея в виду лишь получение приближенных результатов, можно промежуток интегрирования вновь разбить на части и истинные значения кривой $y=l_x$ на каждом промежутке заменить значениями некоторых параболических кривых, что должно дать весьма простой путь к вычислению приближенного значения интеграла (I.2).

Назначение конкретных границ указанных промежутков, равно как и выбор тех возрастных промежутков, по каким необходимо наличие повозрастных коэффициентов смертности, определяется характером изменения силы смертности с возрастом. Опыт показал, что удовлетворительная точность вычислений может быть достигнута при наличии в качестве первоначального материала повозрастных коэффициентов смертности, вычисленных по следующим промежуткам возраста:
0—1 год, 1—4 года, 5—9 лет, 10—14 лет, ..., 90—94 года, т. е. вполне достаточным в большей части случаев является пользование пятилетними повозрастными коэффициентами смертности с разбитием лишь первого пятилетнего интервала на две части: от 0 до 1 года и от 1 года до 4 лет. При этом в нашем распоряжении оказываются следующие числа:

$$l_0,\ l_1,\ l_5,\ l_{10},\ \ldots,\ l_{95}\ .$$

В дальнейшем для нахождения T_0 из соотношения (I.2) промежуток интегрирования разбиваем на следующие части:
0—1 год, 1—5 лет, 5—15 лет, 15—25 лет, ..., 85—95 лет. На протяжении каждого из десятилетних промежутков строим параболу второго порядка. Так, например, на промежутке

$$i \cdots (i+10)$$

строим параболу из условия прохождения ее через точки

$$l_i,\ l_{i+5},\ l_{i+10}\ .$$

Пусть найденная парабола изображается уравнением:

$$y=ax^2+bx+c,$$

где значения a, b и c легко выразить в функции от

$$l_i,\ l_{i+5},\ l_{i+10}\ .$$

Тогда

$$T_i-T_{i+10}=\int_i^{i+10}(ax^2+bx+c)\,dx.$$

В наших условиях легко найти значения этой величины в функции от чисел l_i (опускаем промежуточные выкладки):

$$T_i-T_{i+10}=\frac{5}{3}(l_i+4l_{i+5}+l_{i+10}).$$

Для нахождения величины разности

$$T_1-T_5=\int_1^5 l_x\,dx\,.$$

строим параболу второго порядка, проводя ее через точки

$$l_1,\ l_5\ \text{и}\ l_{10}\ ,$$

и интегрируя в промежутке от $x=1$ до $x=5$, получаем

$$T_1-T_5=2{,}533\,l_5+1{,}704\,l_1-0{,}237\,l_{10}\ .$$

Для промежутка 0—1 год приравниваем разность T_0—T_1 обычному приближенному значению L_0, т. е. полагаем

$$T_0-T_1=L_0=l_0-\frac{2}{3}d_0\ .$$

Наконец, для значения T_{95} принимаем в качестве весьма грубого приближения[1] $T_{95}=\frac{5}{3}l_{95}$.

Имея значения всех вышеприведенных разностей, легко простым сложением получить значение

$$T_0=(T_0-T_1)+(T_1-T_5)+\cdots+(T_{85}-T_{95})+T_{95}\ .$$

В наших условиях подобное суммирование приводит к следующей зависимости (подробности весьма простых вычислений опускаем):

[1] Это предположение равносильно предположению, что средняя продолжительность предстоящей жизни для возраста 95 лет равна приблизительно $1^2/_3$ года. Нужно заметить, что числа T_{95} обычно настолько малы в сравнении с T_0, что то или иное предположение об их приближенной величине почти не влияет на численное значение T_0.

$$T_0 = 3{,}333(A + 2B + 0{,}01C + 0{,}071D), \qquad (I.3)$$

где

$$A = l_5 + l_{15} + l_{25} + \cdots + l_{95};$$
$$B = l_{10} + l_{20} + l_{30} + \cdots + l_{90};$$
$$C = 10l_0 + 26l_5;$$
$$D = 10l_1 - l_{10}.$$

Отсюда непосредственно можно получить

$$e_0^0 = \frac{T_0}{l_0} = \frac{T_0}{100\,000};$$

$$m_s = \frac{1}{e_0^0} = \frac{100\,000}{T_0}.$$

II

Для уяснения техники вычисления приведем пример вычисления коэффициента смертности стационарного населения, использовав для этого данные, послужившие основой к построению таблицы смертности населения Европейской России за 1896—1897 гг.[1] (мужской пол), т. е. повозрастные коэффициенты смертности, полученные из распределения умерших за 1896 и 1897 гг. по возрасту и из распределения живущих по возрасту, согласно переписи 1897 г. Заметим при этом, что коэффициент смертности для возраста 0—1 год, как и при построении всякой таблицы смертности, нежелательно получать посредством данных переписи.

Как и вообще, здесь следует пользоваться данными о родившихся (относя, например, число умерших в возрасте 0—1 год к числу родившихся, составленному путем сложения $^2/_3$ числа родившихся в исследуемом году и $^1/_3$ числа родившихся в предшествующем году). При этом нужно помнить, что, пользуясь данными о родившихся, мы получаем не коэффициент смертности, а вероятность смерти. Для получения приближенного значения коэффициента смертности можно воспользоваться, например, формулой:

[1] См. С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России. Петроград, 1916.

$$m_x = \frac{2q_x}{1 + p_x},$$

где

$$p_x = 1 - q_x.$$

В данном случае, желая в дальнейшем произвести сопоставление с полной таблицей смертности, во избежание различий в исходном материале, послужившем для получения q_0, мы просто заимствуем значение $q_0 = 0{,}29800$ из таблицы. При этом m_0 будет равно:

$$m_0 = \frac{2 \cdot 0{,}2980}{1 + 0{,}7020} = 0{,}3502.$$

В дальнейшем, выписав значения повозрастных коэффициентов в гр. 2 табл. 1, ведем вычисление следующим образом (см. табл. 1).

Способ вычисления, как легко видеть из приведенной таблицы, весьма прост. Укажем последовательно значение каждой графы в таблице.

В гр. 1 отмечаются промежутки возраста, для которых даны повозрастные коэффициенты смертности.

В гр. 2 приведены значения повозрастных коэффициентов. Эти коэффициенты, как известно, получаются как частное от деления чисел умерших в данном промежутке возраста на соответствующие числа живущих в том же возрасте[1], за исключением коэффициента для возраста 0—1 год, который строится путем привлечения данных о родившихся (указанным выше способом).

В гр. 3 приведены последовательные суммы коэффициентов. Способ составления сумм заключается в следующем. В первую строку выписывают (из предыдущей графы) коэффициент смертности для возраста 0—1 год. Для получения второй строки к этому коэффициенту прибавляется величина коэффициента для возраста 1—4 года, умноженная на 4 (ибо коэффициент этот дан для четырехлетнего промежутка). Для получения третьей строки к числу, написанному во второй строке, прибавляется коэффициент смертности для возраста 5—9 лет, умноженный на 5 (пятилетний промежуток); для получения четвертой строки к значению, написанному в третьей строке, прибавляется значение коэффициента для

[1] Обычно в обзорах приводятся такие значения коэффициентов, умноженные на 1000.

Таблица 1. ВЫЧИСЛЕНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА СМЕРТНОСТИ НЕПОДВИЖНОГО НАСЕЛЕНИЯ ДЛЯ ЕВРОПЕЙСКОЙ РОССИИ ПО ДАННЫМ ЗА 1896—1897 гг.

Промежуток возраста	Повозрастные коэффициенты смертности m_x	Последовательные суммы повозрастных коэффициентов $\Sigma m_x r_x$	Логарифмы* вероятностей доживания до возраста x (гр. 3 × ×0,43429)	Логарифмы чисел доживающих (5,0 − гр. 4)	Возраст x	Числа доживающих l_x
1	2	3	4	5	6	7
				5,00000	0	100 000
0—1	0,3502	0,3502	0,15208	4,84792	1	70 457
1—4	0,0662	0,5910	0,25667	4,74333	5	55 378
5—9	0,0130	0,6560	0,28489	4,71511	10	51 893
10—14	0,0054	0,6830	0,29662	4,70338	15	50 510
15—19	0,0056	0,7110	0,30878	4,69122	20	49 116
20—24	0,0074	0,7480	0,32484	4,67516	25	47 332
25—29	0,0078	0,7870	0,34178	4,65822	30	45 522
30—34	0,0084	0,8290	0,36002	4,63998	35	43 650
35—39	0,0098	0,8780	0,38130	4,61870	40	41 562
40—44	0,0123	0,9395	0,40801	4,59199	45	39 083
45—49	0,0164	1,0215	0,44363	4,55637	50	36 006
50—54	0,0202	1,1225	0,48749	4,51251	55	32 547
55—59	0,0288	1,2665	0,55002	4,44998	60	38 183
60—64	0,0350	1,4415	0,62602	4,37398	65	23 658
65—69	0,0585	1,7340	0,75305	4,24695	70	17 660
70—74	0,0719	2,0935	0,90918	4,09082	75	12 326
75—79	0,1133	2,6600	1,15521	3,84479	80	6 995
80—84	0,0996	3,1580	1,37148	3,62852	85	4 251
85—89	0,1375	3,8455	1,67006	3,32994	90	2 138
90—94	0,1088	4,3895	1,90631	3,09369	95	1 241

* С обратным знаком.

$A=l_5+l_{15}+\ldots+l_{95}=309\,976$ $\quad A=309\,976;$
$B=l_{10}+l_{20}+\ldots+l_{90}=279\,075$ $\quad 2B=558\,150;$
$C=10l_0+26l_5=2\,439\,828$ $\quad 0{,}01C=24\,398;$
$D=10l_1-l_{10}=652\,677$ $\quad 0{,}071D=46\,340;$

$S=938\,864;$

$$T_0=3{,}333\cdot S=3\,129\,233;\quad \overset{0}{e}_0=\frac{T_0}{100\,000}=31{,}3;$$

$$m_s=\frac{1}{\overset{0}{e}_0}=31{,}97.$$

возраста 10—14 лет, также умноженное на 5. Все дальнейшие строки получаются таким же образом, т. е. путем прибавления к значению предыдущей строки пятикратного значения следующего коэффициента.

Числа гр. 4 получаются из гр. 3 путем умножения соответствующих чисел гр. 3 на 0,43429 ($\lg e$).

Числа гр. 5 получаются следующим образом. В нулевой строке пишем число 5,00000 = lg 100 000. Все дальнейшие числа гр. 5 получаются вычитанием соответствующих чисел гр. 4 из 5,00000.

Числа гр. 7 — числа l_x находят при помощи таблиц логарифмов, считая числа гр. 5 за логарифмы искомых значений l_x. Заметим, что при пользовании пятизначными логарифмами нет особой необходимости даже прибегать к табличкам «Partes proportionales»; вполне достаточно брать ближайшее к искомому табличное значение логарифма. Далее, значения величин A, B, C и D, входящих в формулу (I. 3), получаются путем простого сложения соответствующих чисел l_x. Окончательные вычисления так просты, что пояснений не требуют.

III

Для выяснения степени приближения, какую дает приводимый здесь способ, нами были произведены вычисления коэффициента смертности неподвижного населения и средней продолжительности жизни (при рождении) для ряда таких совокупностей, для которых имелись соответствующие таблицы смертности. При этом при вычислении мы пользовались теми повозрастными коэффициентами смертности, какие получались из непосредственного сырого материала без применения, конечно, какого бы то ни было выравнивания. Таким образом, в значениях тех повозрастных коэффициентов, какие имелись для Европейской России и Украины (по данным 1896 и 1897 гг.), отразились все те колоссальные «аккумуляции» возрастов, кратных 10 и 5, какие имели место в эти годы для чисел умерших и в особенности для чисел живущих по переписи 1897 г.

Кроме того, вышеизложенный способ был применен и к исследованию той совершенно исключительной смертности, какая наблюдалась в Ленинграде в год переписи — 1920. Результаты исчислений и соответствую-

щие значения, полученные из полных таблиц смертности, сведены в табл. 2.

Таблица 2

Название таблицы	Средняя продолжительность предстоящей жизни при рождении		Коэффициент смертности неподвижного населения	
	по краткому методу	по полным таблицам	по краткому методу	по полным таблицам
Европейская Россия. 1896—1897 гг.*				
Мужской пол	31,3	31,3	31,9	31,9
Женский пол	33,3	33,4	30,0	29,9
Украина. 1896—1897 гг.**				
Мужской пол	35,7	35,8	28,0	27,9
Женский пол	36,7	36,85	27,2	27,1
Англия и Уэльс. 1910—1912 гг.***				
Мужской пол	51,55	51,50	19,4	19,4
Женский пол	55,4	55,4	18,1	18,1
Ленинград. 1923 г.****				
Мужской пол	40,9	41,0	24,4	24,4
Женский пол	48,6	48,4	20,6	20,7
Ленинград, 1920 г.				
Мужской пол	20,5	20,8	48,8	48,1
Женский пол	26,8	26,3	37,3	38,0
Ленинград. 1910—1911 гг.				
Мужской пол	30,6	31,0	32,7	32,3
Женский пол	37,7	38,2	26,5	26,2

* С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России, Петроград, 1916.
** М. В. Птуха. Таблиці смертности України. 1896—1897 рр., Київ, 1923.
*** Supplement to the 75 Annual Report of Registrar-General. Part I, London, 1914.
**** С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 г.г. — «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии». Вып. 6, 1925.

Анализ приведенной таблицы показывает, что применение указанного метода приводит к хорошим результатам в отношении измерения смертности целых стран. Несколько менее удовлетворительное совпадение получается для приведенных данных по Ленинграду (в особенности для 1910—1911 гг.). Легко дать себе отчет в причинах этого явления. На весь ход чисел доживающих оказывают наибольшее давление коэффициенты смертности для детских лет, в частности для возрастной группы 1—4 года. На протяжении указанных лет смертность успевает значительно измениться. Вместе с тем необходимо учесть то обстоятельство, что групповой коэффициент смертности для возрастов 1—4 года представляет собой в сущности некоторую взвешенную среднюю из однолетних коэффициентов того же периода. При этом примерное совпадение обычного коэффициента смертности группы 1—4 года с соответствующим коэффициентом стационарного населения этой же возрастной группы обусловливается примерным совпадением тех весов, с какими входят однолетние коэффициенты в эту группу в стационарном и фактическом населении. Такое примерное равенство обычно и наблюдается в тех случаях, когда на период рождений, соответствующий указанному возрастному промежутку, не приходятся исключительно резкие колебания в рождаемости. Между тем числа родившихся в Ленинграде обнаруживали следующие колебания:

Годы	Число родившихся
1915	51 956
1916	46 188
1917	43 109
1918	25 380
1919	12 365
1920	16 119
1921	28 517
1922	24 252
1923	31 906

Такие колебания (совместно с возможными миграциями) могли создать совершенно своеобразную весовую структуру указанной возрастной группы (1—4 года) в послевоенном Ленинграде, что и должно было повлиять на несоответствие общих коэффициентов смертности для группы 1—4 года и таких же коэффициентов стационарного населения (полученных из однолетних данных в таблицах 1920 и 1923 гг.). Заметим, что такое искажающее влияние колебаний рождаемости существенно отражается только на коэффициенте смертности указанной возрастной группы. Прочие возрастные группы, на протяжении которых смертность не терпит столь глубоких изменений, почти не отзываются на изменения весовой структуры отдельных возрастов.

Исправить указанное несоответствие нетрудно. Для этого достаточно во всех тех случаях, когда можно предполагать, что на возрастных группировках промежутка 1—4 года сказались предшествующие глубокие колебания рождаемости, брать вместо одного коэффициента смертности группы 1—4 года *сумму* четырех однолетних коэффициентов этого периода. Теоретическая законность этого приема вытекает из самой сущности нашего метода: достаточно применить к указанному случаю основную нашу формулу:

$$l_x = l_0 e^{-\Sigma m_x r_x}.$$

Практически мы этим ставим весовую структуру однолетних коэффициентов в условия весовой структуры стационарного населения. Разница в степени соответствия между приведенными данными для 1923 и 1920 гг. (для Ленинграда) объясняется тем, что указанный корректив был применен при вычислении смертности для 1923 г. и не был использован для данных 1920 г.

Совершенно иначе объясняется некоторое расхождение для данных 1910—1911 гг. (Ленинград). Здесь несоответствие объясняется проще и не может быть исправлено никакими механическими коррективами. Наши вычисления мы везде строим на основании повозрастных коэффициентов, полученных при помощи переписного распределения по возрасту. Между тем при построении полной таблицы смертности Ленинграда 1910—1911 гг. для всего промежутка 0—5 лет переписные данные не привлекались вовсе. Коэффициенты строились на основании данных о родившихся и приводили к величинам, значительно отличавшимся от соответствующих коэффициентов, полученных путем использования переписных данных (в силу особых условий миграций малых детей в довоенном Ленинграде).

IV

Основной задачей при выработке изложенного здесь метода являлась задача построения общего коэффициента смертности неподвижного населения в условиях годовых повозрастных коэффициентов смертности. Опыт показал, что количество времени и работы, необходимое для получения такого коэффициента (в условиях, когда

дан ряд повозрастных коэффициентов), весьма невелико.

Следует указать, что, помимо поставленной прямой цели, указанный способ может служить и более широко поставленной задаче — построению кратких таблиц смертности, т. е. таблиц, дающих приближенные значения всех табличных функций для возрастов, оканчивающихся на 5 и на 0, или, вообще говоря, для некоторых избранных возрастов. В самом деле, при предыдущих вычислениях мы по ходу работы должны были получить целый ряд значений функций l_x, именно ряд таких значений, какие обычно даются в краткой таблице смертности. Как известно, при наличии ряда значений чисел доживающих получение всех остальных табличных чисел (кроме e_x^o) не представляет затруднений. Числа $d_{x/x+5}$ получаются последовательным вычитанием; вероятности дожития получаются в виде последовательных частных вида

$$p_{x/x+5} = \frac{l_{x+5}}{l_x},$$

и, наконец, вероятности смерти могут быть получены путем вычитания чисел $p_{x/x+5}$ из единицы.

Некоторые вопросы могут встретиться лишь при получении значений средней продолжительности предстоящей жизни.

Можно указать несколько методов получения указанных чисел. Заметим прежде всего, что эта задача сводится в сущности к задаче нахождения чисел T_x (числа лет, которые проживут все лица l_x до полного вымирания совокупности в условиях стационарности населения).

Укажем некоторые методы.

1. Числа T_x получаются как сумма чисел $L_{x/x+5}$ с конца таблицы.

При этом числа $L_{x/x+5}$ (при пятилетних коэффициентах) получаются по формуле

$$L_{x/x+5} = 2{,}5\,(l_x + l_{x+5}).$$

(Начиная с возраста 75 лет коэффициент 2,5 дает преувеличенные значения; лучше в конце таблицы применить следующие коэффициенты: 75—80 лет — 2,45; 80—85 лет — 2,4; 85—90 лет — 2,3; 90—95 лет — 2,0.)

Для четырехлетнего же интервала (1—4 года) служит следующее соотношение:

$$L_{1/4} = 2(l_1 + l_4),$$

а для однолетнего промежутка (0—1 год):

$$L_{0/1} = 0{,}33l_0 + 0{,}67l_1 \cdot$$

Несколько более точные значения для $L_{x/x+10}$ (для десятилетних промежутков) можно получить из формулы

$$L_{x/x+10} = 1{,}67l_x + 6{,}67l_{x+5} + 1{,}67l_{x+10} \cdot$$

Найдя числа $L_{x/x+10}$, значения T_x получают суммированием с конца таблицы; при этом для всего промежутка возрастов свыше 95 лет данных мы не имеем, почему принимаем и здесь некоторое произвольное значение для T_{95}. Как было указано выше, таким значением может быть взято следующее:

$$T_{95} = 1{,}67l_{95} \cdot$$

2. Видоизменением приведенного метода может служить следующий способ. Из имеющегося в наличии значения T_0 все остальные значения T_x получаются последовательным вычитанием, а именно:

а) для получения T_5 из T_0 вычитается сумма:

$$A_0 = 0{,}333l_0 + 2{,}369l_1 + 2{,}533l_5 - 0{,}237l_{10};$$

б) для получения всех последующих значений из каждого полученного T_i для получения T_{i+5} вычитают сумму:

$$B_i = 2{,}5l_i + 2{,}5l_{i+5} \cdot$$

3. Наконец, числа $L_{x/x+5}$ могут быть получены следующим образом. Основной базой всех наших построений является мысль о приблизительном равенстве на протяжении пятилетнего промежутка обычных повозрастных коэффициентов смертности и коэффициентов стационарного населения. Обозначая через m'_i коэффициент смертности стационарного населения, в отличие от m_i — обычного повозрастного коэффициента смертности, имеем приближенное равенство

$$m'_{i/i+5} = m_{i/i+5} \cdot$$

Но для коэффициента смертности стационарного населения справедлива известная зависимость:

$$m'_{i/i+5} = \frac{l_i - l_{i+5}}{T_i - T_{i+5}},$$

отсюда

$$T_i - T_{i+5} = \frac{l_i - l_{i+5}}{m'_{i/i+5}} \cdot$$

Таким образом, пятилетняя сумма чисел L_i может быть получена просто делением пятилетнего значения $d_{i/i+5}$ на соответствующий пятилетний же повозрастной коэффициент. Суммирование чисел L_i дает значения чисел T_i для табличных значений возраста. Путем деления чисел T_i на соответствующие l_i получают величины средней продолжительности предстоящей жизни (e_i^o) для табличных возрастов.

Для иллюстрации совпадения значений, полученных такими путями, с соответствующими значениями по полной таблице приводим извлечение из таблицы смертности для Англии и Уэльса (см. табл. 3).

Наибольшее встречающееся при сравнении расхождение в средней продолжительности жизни — 0,14 года, т. е. 1,7 месяца. Аналогичное сопоставление данных для таблицы смертности Европейской России 1896—1897 гг. приводит к несколько худшим результатам: в этом случае в некоторых возрастах получается расхождение, доходящее до 0,3 года (3,5 месяца). Заметим, что, вообще говоря, данные для возрастов старше 75 лет получаются недостаточно точные. В приведенном примере значения средней продолжительности жизни получены по способу (2), т. е. путем последовательного вычитания из T_0 величин:

$$A_0 = 0{,}333l_0 + 2{,}369l_1 + 2{,}533l_5 - 0{,}237l_{10};$$

$$B_5 = 2{,}5l_5 + 2{,}5l_{10};$$

$$B_{10} = 2{,}5l_{10} + 2{,}5l_{15} \text{ и т. д.}$$

и путем деления найденных таким образом чисел на соответствующие l_i.

Таблица 3. ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ ДЛЯ АНГЛИИ И УЭЛЬСА* МУЖСКОЙ ПОЛ. 1910—1912 гг.

Возраст	Средняя продолжительность предстоящей жизни в годах	
	по краткому методу	по полной таблице
0	51,55	51,50
5	57,24	57,14
10	53,12	53,08
15	48,61	48,57
20	44,28	44,21
25	40,06	40,00
30	35,88	35,81
35	31,79	31,71
40	27,84	27,74
45	24,01	23,92
50	20,40	20,29
55	17,01	16,89
60	13,92	13,78
65	11,07	10,99
70	8,60	8,53
75	6,63	6,49
80	5,01	4,90

* Supplement to the 75 Annual Report of Registrar-General. Part I, London, 1914.

V

Существует довольно большое число различных методов построения кратких таблиц смертности. В настоящей статье мы не предполагаем излагать все существующие методы. В целях сравнения мы лишь укажем на главнейшие положения, лежащие в основе наиболее употребительных двух-трех методов.

Наиболее употребительным и давним является способ построения таблиц смертности, основанный на применении общеупотребительной зависимости:

$$q_x = \frac{2m_x}{2+m_x} \qquad (V.1)$$

или какого-либо видоизменения этой формулы. Так, например, в известном курсе А. Ньюсхолма (A. Newsholme) прежних изданий[1] описан такой метод построения кратких таблиц смертности, который основан на нахождении первоначально средней годовой вероятности дожития для пяти- и десятилетних возрастных периодов по формуле:

$$P_x = \frac{P_x - {}^1/_2 D_x}{P_x + {}^1/_2 D_x}. \qquad (V.2)$$

Формула (V.2) является очевидным простым следствием формулы (V.1). (Здесь P_x — число живущих, а D_x — число умерших в данном промежутке возраста; $m_x = \frac{D_x}{P_x}$). Получив значения средней вероятности дожития, легко далее получить и числа доживающих, умножая последовательно l_x на некоторую степень числа p_x (степень соответствует числу лет в возрастном периоде). После получения чисел l_x (для значений x через пять или десять лет) нетрудно найти и число лет, проживаемых стационарным населением в каждом периоде возраста. Ньюсхолм для этого рекомендует пользоваться способом (1) (см. стр. 33).

Заметим, что при таком способе построения таблиц смертности вычисление табличных данных для возрастов 0—5 лет производится обычным методом, таким же, как и в полных таблицах.

Все указанные методы основаны на применении известной зависимости

$$q_x = \frac{2m_x}{2+m_x}$$

или на каком-нибудь видоизменении ее. Они являются наиболее употребительными методами построения кратких таблиц смертности, и, конечно, мы не можем задаваться целью здесь изложить или хотя бы перечислить все работы подобного характера.

К изложенным методам по идее близко примыкает и метод, использованный Г. Кингом (G. King) при построении кратких таблиц смертности[2]. Однако сам способ

[1] Arthur Newsholme. The elements of vital statistics. Third edition, London, 1899, p. 279—286.

[2] Supplement to the 75 Annual Report of the Registrar-General. Part. I. Life — Tables, London, 1914, p. 26.

и техника получения табличных данных сильно отличаются от вышеуказанных способов. Кинг ставит первоначальной целью получение величины p_x (вероятности лицу возраста x прожить следующий год возраста) для некоторых значений x, взятых через пятилетние промежутки, по той же формуле:

$$p_x = \frac{2-m_x}{2+m_x}.$$

При этом особенность метода Кинга заключается в том, что Кинг и величины повозрастных средних коэффициентов (m_x) получает при помощи предварительно *выравненных* чисел населения и умерших для нужных ему возрастов x (центральных для каждого пятилетия). Выравнивание (как и в случае полных таблиц смертности) основано на формуле:

$$u_7 = 0{,}2w_5 - 0{,}008\Delta^2 w_0,$$

где w_0 — пятилетняя сумма живущих или умерших;

w_5 — такая же сумма для следующего пятилетия и

u_7 — искомое центральное (для второго пятилетия) число живущих или умерших. Полученная таким путем величина p_x не представляет собой средней однолетней вероятности дожития для рассматриваемого пятилетия: она является лишь величиной однолетней вероятности, соответствующей центральному возрасту рассматриваемого пятилетия. Поэтому для получения вероятности дожития до конца пятилетнего периода ($_5p_x$ — по обозначению автора) Кинг, предполагая, что промежуточные значения p следуют параболе третьего порядка, дает готовую формулу для пятилетней суммы логарифмов p_x в функции логарифмов p для центральных возрастов и их последовательных конечных разностей. Получив $_5p_x$ и, следовательно, l_x через пятилетние промежутки, Кинг аналогичным путем интерполяции получает суммы l_x и из них величину сначала сокращенной, а затем и полной средней продолжительности предстоящей жизни. Таблицы Кинга начинаются лишь с того первого центрального возраста, для которого можно получить данные путем применения вышеуказанных методов и который меняется в зависимости от способа разгруппировки данных по пятилетиям (11 и 12 лет в

приведенных Кингом примерах). Частично по этой причине, частично потому, что метод выравнивания единообразен, как в случае построения полных, так и сокращенных таблиц, построенные этим способом таблицы дают прекрасное совпадение данных по сравнению с полными таблицами.

Совершенно иным путем при построении кратких таблиц смертности шел Е. С. Сноу (Snow)[1].

Сноу исходит из следующей основной идеи: однолетние величины вероятностей дожития связаны с однолетними же величинами коэффициента смертности некоторой функциональной зависимостью, в то же время нельзя этого сказать о связи между пятилетними значениями вероятностей и пятилетними коэффициентами смертности. Внутри — интервальное расположение и величина коэффициентов смертности создает такое положение, при котором для пятилетних вероятностей и коэффициентов нельзя говорить об общей для всей таблицы какой-либо одной зависимости. Все уравнения, какие обычно применяются для этой цели, например

$$p_{x/x+5} = \frac{2-5m_{x/x+5}}{2+5m_{x/x+5}},$$

должны быть признаны неточными и не дающими той степени приближения, какую автор считает необходимым. С точки зрения автора, можно говорить лишь о высокой степени корреляции между значениями пятилетних вероятностей дожития и пятилетних же коэффициентов смертности, а потому вместо одной, общей для всей таблицы зависимости, нужно установить несколько таких зависимостей, которые и будут изменяться и иметь различный вид, во-первых, для различных периодов возраста, а во-вторых, и для различных величин самого коэффициента смертности. Сноу устанавливает эти зависимости эмпирическим путем. Из соотношений, полученных на основании нескольких английских полных таблиц смертности (6, а в некоторых случаях и 10 таблиц), автор, полагая, что указанная зависимость может быть выражена целой функцией, иногда линей-

[1] Supplement to the 75 Annual Report of the Registrar-General. Part. II. Abridged Life — Tables, London, 1920.

ного вида, иногда второй степени, получает значения для коэффициентов нужных уравнений, пользуясь методом наименьших квадратов.

В результате автор получает 14 уравнений, связывающих вероятности дожития и коэффициенты смертности для различных периодов возраста и для различных промежутков, в которых может заключаться величина коэффициента смертности (применительно к английским условиям). Подобный же путь применен Сноу и для нахождения величины средней продолжительности предстоящей жизни. Для этого автор устанавливает также 10 видов уравнений, связывающих найденную ранее величину вероятности дожития с числом лет[1], которое проживает стационарное население в искомом возрастном интервале.

Таблицы, построенные по методу Сноу, дают прекрасное совпадение данных с полными таблицами для возрастов от 10 лет и выше: расхождение в величинах средней продолжительности жизни ни в одном из примеров не превосходит 0,13 года (для возраста 85 лет) и 0,06 года (для возраста 10 лет). Несколько худшие данные получаются для возрастов до 10 лет. Так, величина средней продолжительности предстоящей жизни при рождении в некоторых случаях дает расхождение на 0,78 года. Заметим, что для получения величин, соответствующих возрастному периоду 0—1 год, Сноу вынужден прибегать к использованию данных о родившихся.

Идея построения некоторых эмпирических соотношений обычных повозрастных коэффициентов смертности и значений какой-нибудь табличной функции была применена также известным английским исследователем Дж. Броунли (J. Brownlee)[2].

Следует отметить особую оригинальность основной идеи Броунли: он стремится в своих построениях найти

---

[1] Вернее, с некоторой функцией этого числа лет, а именно:

$$ {}_5K_x = \frac{l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + l_{x+3} + l_{x+4}}{l_x}. $$

[2] John Brownlee. The use of death — rates as a measure of hygienic conditions. London, 1922. Medical Research council. Special Report Series, № 60.

определенные соотношения между табличными коэффициентами смертности (коэффициентами смертности стационарного населения) и стандартизованными коэффициентами смертности. При этом при выборе того или иного стандарта Броунли для каждого заданного возраста (x) предварительно находит значения стандартизованного коэффициента смертности для населения в возрасте x и выше.

Далее устанавливаются простые (линейные) соотношения между найденным стандартизованным коэффициентом и соответствующим табличным коэффициентом смертности (коэффициентом смертности стационарного населения в возрасте x и выше). Естественно, что на значения постоянных в таких линейных соотношениях большое влияние должен оказывать выбор стандарта. Практически, по указанию Броунли, наиболее удобным оказывается выбор совершенно искусственного стандарта наиболее простой возможной формы. В качестве такого стандарта автором выбран ряд убывающих натуральных чисел (начиная с 16 для возраста 0—5 лет). Таким образом, последовательные пятилетние численности живущих в стандарте изображаются числами 16, 15, 14, 13, 12 и т. д. При этих условиях эмпирические значения для постоянных, входящих в линейные уравнения, связывающие стандартизованные коэффициенты смертности с табличными, были найдены путем использования 10 современных различных английских таблиц смертности.

Практически построение таблицы смертности по методу Броунли сводится к следующему: выписав ряд пятилетних (в некоторых периодах возраста десятилетних) коэффициентов смертности и приняв за стандарт убывающий ряд натуральных чисел, легко находят ожидаемое число смертных случаев в каждом интервале возраста. Далее, путем суммирования легко получить ожидаемое число смертных случаев в возрастах, выше любого исследуемого. Некоторая модификация тех линейных соотношений, о каких было сказано выше, легко позволяет при помощи ряда несложных арифметических процедур получить значения табличных коэффициентов смертности (стационарного населения) для стационарного населения во всех возрастах выше определяемого.

Обратные величины таких коэффициентов приводят к значениям величины средней продолжительности предстоящей жизни.

Остальные табличные значения могут быть найдены следующим образом. Если подобрать какое-нибудь выражение вида

$$e_x^0 = f(x),$$

то значения функции T_x легко могут быть найдены из известного соотношения

$$T_x = e^{k - \int \frac{dx}{f(x)}}. \qquad (V.\ 3)$$

В виде примера Броунли из некоторых трех выбранных значений e_x^0 определяет постоянные для зависимости следующего вида:

$$e_x^0 = \frac{(c-x)^n}{a}.$$

Получая отсюда значения для c, n и a (выравнивая тем самым числа e_x^0) и подставляя эти значения в формулу (V. 3), легко получить T_x.

$$T_x = e^{k - \frac{}{(n-1)(c-x)^{n-1}}}.$$

Из чисел T_x просто получаются значения для L_x (последовательным вычитанием) и для l_x (делением T_x на e_x^0). Броунли указывает также иной метод для вычисления чисел l_x (независимо от e_x^0), основанный почти на тех же самых соображениях, что и метод Сноу.

Последовательный ряд чисел l_x может быть получен путем последовательных умножений на некоторые множители вида

$$k_{x,n} = 1 - nm_x + bn^2 m_x^2.$$

Эти множители представляют собой некоторую функцию от коэффициентов смертности, в которую входит одна постоянная b (n в этой формуле есть число лет данного возрастного промежутка), так что

$$l_{x+n} = l_x \cdot k_{x,n}.$$

Значения постоянной находятся также эмпирическим путем. Автор определял их, пользуясь опять английскими таблицами смертности.

Этот метод автором применялся лишь при построении таблицы смертности для возрастов 10 лет и старше.

VI

Сопоставление изложенных методов с тем кратким методом, какой был предложен нами, приводит к следующим заключениям.

Если оценивать указанные методы со стороны их точности, т. е. соответствия аналогичным полным таблицам смертности, необходимо признать, что методы Сноу и Броунли, не говоря уже о методе Кинга, должны давать более точные результаты, нежели предложенный нами метод. Правда, степень различий в точности не всегда легко уловима, и в некоторых случаях может возникать известное сомнение в том, какому из методов следует отдать предпочтение с точки зрения соответствия полученных данных табличным значениям полных таблиц. Так, например, ниже приведены значения чисел

Таблица 4. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг. МУЖСКОЙ ПОЛ. ЧИСЛО ДОЖИВАЮЩИХ

Возраст	Полные таблицы	По методу Snow	По методу* Brownlee	По обычному методу $p_{x/x+5} = \frac{2-5m_x}{2+5m_x}$	По предложенному нами методу
10	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
15	99 045	99 056	99 040	99 045	99 045
20	97 664	97 656	97 614	97 628	97 630
25	95 850	95 844	95 798	95 829	95 830
35	91 356	91 339	91 288	91 320	91 320
45	84 266	84 256	84 214	84 239	84 240
55	72 637	72 554	72 574	72 594	72 600
65	53 573	53 449	53 553	53 548	53 589
75	27 603	27 474	27 444	27 429	27 644

*Числа l_x вычислены здесь совершенно независимо от чисел e^0_x. Вычисление l_{x+n} производилось путем умножения l_x на множитель $k_{x,n}$ вида $k_{x,n} = 1 - nm_x + bn^2m^2_x$.
Значение для постоянной b взято непосредственно у автора (J. Brownlee, p. 74).

доживающих и средней продолжительности предстоящей жизни, вычисленные по непосредственным коэффициентам смертности для Англии и Уэльса за 1910—1912 гг. (мужской пол; числа живущих — по переписи 2/IV—1911 г. (см. табл. 4 и 5). Таблица вычислена при основании $l_{10}=100\,000$ в целях обеспечения сравнимости методов и во избежание тех неминуемых различий, какие должны получиться, если для одного способа данные для детских возрастов исчисляются сокращенным способом, в то время как для другого применяются приемы, одинаковые с теми, какими пользуются при построении полных таблиц.

Таблица 5. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг.
МУЖСКОЙ ПОЛ. СРЕДНЯЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ПРЕДСТОЯЩЕЙ ЖИЗНИ

Возраст	Полные таблицы	По методу Snow	По методу Brownlee	По обычному методу*	По предложенному нами методу**
10	53,08	53,03	53,03	53,02	53,05
15	48,57	48,51	48,52	48,51	48,53
20	44,21	44,17	44,14	44,18	44,20
25	40,00	39,96	39,92	39,96	39,98
35	31,71	31,66	31,65	31,67	31,70
45	23,92	23,87	23,87	23,89	23,92
55	16,89	16,85	16,86	16,87	16,91
65	10,99	10,96	10,97	10,99	11,03
75	6,49	6,43	6,53	6,55	6,55

* Значения средней продолжительности предстоящей жизни вычислены обычным методом, т. е. принимая $L_{x/x+5}=2{,}5\,(l_x+l_{x+5})$, для возраста 95 лет взято произвольное значение $e^0_{95}=1{,}67$.

** Значения средней продолжительности вычислены с применением формулы, приведенной в предыдущем примечании, и с постепенным уменьшением числового коэффициента в ней, начиная с возраста 75 лет.

Если судить по приведенным здесь данным, то можно заключить, что все указанные способы дают хорошие результаты; трудно отдать предпочтение тому или иному методу на основании вышеприведенного сопоставления с данными полных таблиц. Нужно сказать, однако, что такое заключение едва ли было бы вполне справедливо. Хорошие результаты, полученные в приведенном

примере, в значительной доле объясняются характером того непосредственного материала, какой положен в основание вычислений. Массивность английских чисел живущих и умерших и отсутствие значительных неправильностей в возрастном распределении сами по себе гарантируют легкость получения удовлетворительных результатов почти при всяком теоретически правильном методе. При этом непосредственный материал переписи дает повозрастное распределение живущих внутри пяти- и десятилетних интервалов, не слишком отличное от соответствующего повозрастного распределения стационарного населения. К сожалению, в нашем распоряжении не оказалось такого материала, который отличался бы значительными аномалиями возрастного распределения и при этом позволил бы произвести новое сравнение всех цитированных методов. Нам кажется, что в этом случае методы Сноу и Броунли должны были бы дать результаты гораздо лучшие, чем общеупотребительный метод и метод, предложенный нами.

Несколько иначе можно рассматривать сопоставление предложенного нами метода и метода общеупотребительного (будем называть его для краткости методом Фарра (Farr). Легко показать, что основная формула метода, т. е. формула

$$p_{x/x+5}=\frac{2-5m_x}{2+5m_x} \qquad \text{(VI. 1)}$$

есть не что иное, как первое приближение той формулы, какая положена в основу предложенного нами метода, т. е.

$$p_{x/x+5}=e^{-5m_x}.$$

В самом деле, разлагая e^{-5m_x} в ряд, имеем

$$p_{x/x+5}=1-5m_x+\frac{5^2m_x^2}{1\cdot 2}-\frac{5^3m_x^3}{1\cdot 2\cdot 3}+\cdots=$$

$$=1-5m_x\left(1-\frac{5m_x}{2}+\frac{5^2m_x^2}{6}-\cdots\right).$$

Заменяя ряд в скобках суммой членов бесконечно убывающей геометрической прогресси со знаменателем

$$q = -\frac{5m_x}{2},$$

имеем

$$p_x/_{x+5} \approx 1 - 5m_x\left(1 - \frac{5m_x}{2} + \frac{5^2 m_x^2}{4} - \cdots\right) =$$

$$= 1 - 5m_x \frac{1}{1 + \frac{5m_x}{2}} = \frac{2 - 5m_x}{2 + 5m_x}$$

Легко видеть, что при такой замене мы делаем ошибку, не превосходящую (по абсолютному значению) величины $\frac{(5m_x)^3}{12}$.

При небольших коэффициентах смертности ошибка эта весьма незначительна, и практически по обоим методам мы должны получать почти одинаковые результаты. Однако в крайних старческих возрастах, где коэффициент смертности принимает значительную величину, ошибка, получающаяся при пользовании формулой (VI. 1), должна быть заметна. Для сравнения приводим величины $p_{85}/_{90}$, вычисленные по обоим методам, и сопоставляем их со значением той же величины по полной таблице.

Таблица 6. АНГЛИЯ И УЭЛЬС. 1910—1912 гг.
МУЖСКОЙ ПОЛ.

	По полным таблицам	По формуле $p_{x/x+5} = \frac{2-5m_x}{2+5m_x}$	По формуле $p_{x/x+5} = e^{-5m_x}$
$p_{85/90}$	0,27447	0,23683	0,29012
$p_{90/95}$	0,17401	0,08288	0,18356

Нужно сказать, впрочем, что для кратких таблиц смертности значения вероятностей для столь поздних возрастов имеют мало значения. Поэтому эти два способа можно признать близкими друг другу по точности, поскольку для средних возрастов они дают почти совершенно одинаковые результаты.

Вместе с тем позволительно, вообще говоря, выразить сомнение в необходимости особой точности данных, получаемых путем построения кратких таблиц смертности. Если ошибка в величинах средней продолжительности предстоящей жизни колеблется около полугода, то нужно полагать, что такие таблицы дают достаточную точность для всевозможных сопоставлений и сравнений, для которых и строятся главным образом краткие таблицы смертности.

С этой точки зрения оценка того или иного метода из числа дающих удовлетворительные результаты должна главным образом основываться на сравнительном количестве той работы, которая нужна для построения таблицы. Укажем некоторые особенности вышеприведенных методов, оценивая их именно с этой стороны. Метод Фарра для возможности практического применения требует наличия совокупности некоторых заранее найденных эмпирических уравнений, в которых постоянные определяются эмпирически на основании ряда полных таблиц смертности. При наличии таких уравнений вычисление чисел l_x требует предварительного получения чисел p_x, которые, в свою очередь, получаются подстановкой готовых пяти- и десятилетних коэффициентов смертности в установленную систему уравнений. Далее числа T_x, вернее ${}_nK_x$, нужные для получения величины средней продолжительности жизни, получаются из новой совокупности уравнений, установленной также эмпирически. Сумма вычислительной работы в случае наличия готовых уравнений не слишком велика. (По словам автора, для построения таблицы требуется в этом случае три-четыре часа работы.) При наличии особых вычислительных таблиц, построенных на основании указанных уравнений, сумма необходимой работы может быть еще значительно уменьшена.

Совокупность таких уравнений и даже таблиц дана автором и вычислена на основании ряда английских таблиц.

Из числа цитированных выше методов (в качестве возможных к применению в русских условиях и достаточно простых) подлежат сопоставлению в сущности два метода: обычный простой метод (названный нами в целях сокращения методом Фарра) и метод, предложенный нами. Оба эти метода при обычных условиях

требуют, по-видимому, приблизительно одинаковой затраты труда, и выбор того или иного метода может обусловливаться первоначальной целью поставленной задачи. В случае, когда необходимо возможно быстрое получение чисел доживающих и, далее, величины средней продолжительности жизни, пожалуй, более скорым методом должен явиться предложенный нами метод. В случаях же, когда основной начальной целью является получение вероятностей дожития, предпочтительнее пользоваться методом Фарра. За изложенным нами методом сохраняется также преимущество возможности получения несколько более точных величин для случаев, когда приходится иметь дело с весьма большими коэффициентами смертности, т. е. при вычислении табличных значений биометрических функций для старческих возрастов, а также и для детских (ранних), когда по соображениям быстроты табличные данные для детских возрастов желательно получить с наименьшей затратой труда, именно не пользуясь методами полных таблиц и тем самым заранее идя на некоторую неполную точность данных.

Затрата труда при вычислении такого коэффициента (при готовых повозрастных коэффициентах) весьма невелика.

В этих условиях может появиться возможность значительно более широкого пользования такими коэффициентами стационарного населения, даже в обычных статистических обзорах. Указание возможных путей к расширению области применения коэффициентов смертности неподвижного населения и составляло нашу главную цель.

Заканчивая изложение, напомним, что целью статьи является указание не столько метода построения кратких таблиц смертности, сколько подыскание удобного простого метода для вычисления общего коэффициента смертности неподвижного населения.

О ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ[1]

Вопрос о сравнительной высоте смертности и рождаемости в разных странах издавна привлекал внимание человечества. К настоящему времени мы имеем такое положение, при котором можно ежегодно получать статистические сведения о высоте рождаемости и смертности почти по всем без исключения западноевропейским странам и по очень большому числу внеевропейских.

Публикуемые при этом данные носят характер относительных чисел, коэффициентов рождаемости и смертности и показывают, какое количество народа из каждой тысячи населения рождается и умирает.

Было время, когда такого рода сведения (общие коэффициенты рождаемости и смертности) считались совершенно достаточными для научного познания. Современная наука, однако, смотрит несколько иначе на данный вопрос. Это изменение во взглядах на общие коэффициенты смертности произошло в связи с теми целями, какие стала ставить наука при подобного рода исследованиях. Современная наука не удовлетворяется разрозненно полученными коэффициентами рождаемости и смертности и требует совокупного изучения вопросов рождаемости и смертности с точки зрения единого вопроса — о воспроизведении населения.

Иначе говоря, при оценке высоты некоторой современной рождаемости и смертности вопрос ставится сей-

[1] Опубликовано в «Вестнике Академии наук СССР», 1933, № 1, стр. 1—12. Печатается с сокращениями.

Укажем прежде всего на те значительные изменения в половом составе, какие предстоят в населении СССР. К настоящему моменту (по переписи 1926 г.) мы имеем весьма существенный перевес женщин в населении. На каждую тысячу мужчин сейчас приходится 1070 женщин. В значительной доле эта величина обязана своим существованием войне. В 1897 г., например, на 1000 мужчин приходилось всего 1020 женщин.

В дальнейшем военный дефицит мужчин должен начать постепенно выравниваться, вследствие того, что в населении все более и более будет увеличиваться процент лиц, родившихся уже после войны, т. е. имеющих нормальное соотношение полов. К 1951 г. мы будем иметь всего 1042 женщины на 1000 мужчин.

Мы уже указывали выше, что основной причиной таких возрастных деформаций должно явиться то значительное понижение рождаемости, какое наблюдалось во время войны. Понижение это, создавшее в некоторые годы дефицит детей, сказалось уже к концу войны резким недостатком числа детей в возрасте 0—5 лет. Перемещаясь с течением времени на следующие возрастные группы, этот переходящий дефицит должен явиться причиной длительных сложных изменений возрастной структуры в течение многих десятков лет. На момент переписи (примерно к началу 1927 г.) этот дефицит перешел на возрастную группу 6—11 лет. К 1933 г. дефицитная группа будет в возрасте 12—17 лет; в 1939 г.— в возрасте 18—23 лет; в 1945 г.— в возрасте 24 — 29 лет и, наконец, в 1951 г.— 30—35 лет.

Хотя указанная дефицитная возрастная группа и включает в себя сравнительно небольшое число возрастов, однако значительное уменьшение ее численности должно оказывать влияние и на весьма массивные возрастные группы. Так, например, прирост всей группы лиц рабочего возраста (16—59 лет), вследствие вступления в него в известные годы этой дефицитной группы, подвергается сильным колебаниям во времени.

Как известно, перспективные исчисления населения могут производиться не только на основе той смертности и повозрастной плодовитости, какие наблюдаются в момент исследования. При конкретных предположениях о предстоящих изменениях в смертности и плодовитости можно исчислять будущее население и в этих условиях.

К ВОПРОСУ О ВЫРАВНИВАНИИ ВОЗРАСТНЫХ ГРУППИРОВОК[1]

Одна из первых проблем, возникающих перед исследователем, оперирующим данными о возрастном составе населения по переписям (перспективные расчеты будущей численности, определение всякого рода повозрастных коэффициентов и пр.), есть проблема выравнивания тех повозрастных данных, какие получены при непосредственном статистическом наблюдении, в нашем случае — переписных данных о распределении населения по однолетним возрастным группам. Под выравниванием мы понимаем в данном случае всякую операцию, имеющую своей целью освобождение повозрастного распределения живущих от тех заведомых неправильностей, какие усматриваются в переписных данных и которые имеют своей причиной неправильное указание своего возраста (при переписном опросе) значительной частью населения. В основном эти неправильности имеют своим источником небрежность или незнание населением своего точного возраста и вытекающее отсюда стремление характеризовать свой возраст круглой цифрой, что в нашей десятичной системе счисления сводится к склонности показывать свой возраст цифрами, оканчивающимися на 0 и на 5. В меньшей степени находит свое отражение в переписях заметное предпочтение населения к цифрам четным. Наконец, в некоторых случаях источником неправильностей может явиться и умыш-

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн. «Труды Демографического института», Т. 1. Л., Издательство АН СССР, 1934, стр. 39—61.

О СВОДНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ ВОСПРОИЗВОДСТВА И ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

Последние десятилетия перед мировой войной[2] бо́льшая часть западноевропейских стран характеризовалась сравнительно медленным изменением темпов прироста населения во времени. При таких условиях расчеты приблизительной численности населения на предстоящее время сравнительно легко осуществлялись путем простейших подсчетов, основанных на предположении неизменности (или приблизительной неизменности) общего процентного прироста. В то же самое время возрастная структура населения тех же стран также незначительно менялась на протяжении времени; десятилетний промежуток между двумя последовательными переписями населения обычно не вносил существенных изменений в относительные числа, характеризующие возрастной состав страны. С этой точки зрения практические потребности, ставившие иногда задачи определения относительного веса той или иной возрастной группы на предстоящее десятилетие, легко удовлетворялись принятием предположения о приблизительной стабильности возрастной структуры населения.

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн: «Труды Демографического института», т. 1, Л., Издательство АН СССР, 1934, стр. 7—37.

[2] Здесь и далее речь идет о 1-й мировой войне 1914—1918 гг. — *Прим. ред.*

При таких условиях естественно, что в предвоенную эпоху статистические работы, ставящие своей задачей сложные и кропотливые расчеты детального возрастного состава на будущее время и основанные на применении к переписным данным калькуляций, основанных на таблицах смертности, были сравнительно редким явлением и, во всяком случае, производились далеко не во всех странах.

Положение резко изменилось после мировой войны. Как известно, мировая война явилась фактором, вызвавшим значительное временное понижение рождаемости во всех странах, принимавших участие в войне.

Таблица 1. ЧИСЛО РОДИВШИХСЯ НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ В ГОД

Страны	Годы							
	1908—1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920
Англия — Уэльс	24,9	23,8	21,8	21,0	17,8	17,7	18,5	25,5
Франция	19,5	17,6	11,6	9,5	10,5	12,2	13,0	21,3
Германия	29,5	26,8	20,4	15,2	13,9	14,3	20,0	25,9
Италия	32,4	31,1	30,2	24,0	19,5	18,1	21,4	31,9
Австрия	31,9	23,3	18,5	14,8	13,9	14,1	18,0	22,4
Венгрия	36,0	34,7	23,7	16,8	16,0	15,4	27,3	31,2
Бельгия	23,4	20,4	16,1	12,9	11,3	11,2	16,3	21,9

По России за время мировой (и гражданской) войны не имеется полных данных об изменениях рождаемости. Однако косвенные указания — показания возрастного состава по переписям 1920, 1923 гг. (для городов) и 1926 г. с несомненностью свидетельствуют о весьма значительном падении рождаемости за это время в нашей стране. Об этом же свидетельствуют и некоторые разрозненные данные, имеющиеся по отдельным губерниям, и, наконец, данные по некоторым городам (например, по Ленинграду и Москве), где удалось сохранить непрерывность статистических данных за все время войны.

жение смертности в Германии. Величина A за этот период также значительно возросла в соответствии с понижением рождаемости. Для периода 1880—1881 гг. $A=12{,}3$, для 1930—1931 гг. $A=33{,}2$. Таким образом, в Германии вместо прежнего соотношения $(A<B)$ в настоящее время стало $A>B$, что ведет к знаменателю прогрессии, меньшему единицы (асимптотическому убыванию населения). Знаменатель q для 1880—1881 гг. равен 1,013, а для 1930—1931 гг. составляет уже 0,9932. Для раннего периода, таким образом, определяется асимптотическое увеличение населения на 13‰ ежегодно, а для позднего периода — асимптотическая убыль на 6,8‰ в год.

Сопоставляя полученные им результаты относительно асимптотического (предельного) роста населения с непосредственными расчетами численности и возрастного состава населения на ближайшие десятилетия (до 1950 г.), Мизес приходит к заключению, что все подобные построения имеют лишь чисто теоретический интерес, а непосредственные расчеты могут давать практически ценные результаты лишь для одного-двух предстоящих десятилетий.

В условиях же столь коренных изменений всего уклада жизни, какие происходят у нас в Советском Союзе, даже и столь ограниченное значение практической ценности перспективных расчетов, проведенных на основе предпосылок стабильности некоторых демографических факторов, не может быть принято.

Как мы уже неоднократно указывали выше, все приведенные построения, в том числе и непосредственные перспективные расчеты (особенно в предположении неизменной повозрастной плодовитости и смертности), имеют прежде всего абстрактно научный характер и могут служить целям совокупной усовершенствованной характеристики современной плодовитости и смертности. Конкретные числовые данные, приведенные выше, имеют лишь крайне ограниченное значение для целей планирования населения, но сама методика исчислений в наших условиях приобретает особый интерес. Она должна стать знакомой широкому кругу работников-практиков и вместе с тем должна явиться предметом дальнейшего теоретического усовершенствования и разработки.

ОБ ИЗМЕРЕНИИ СМЕРТНОСТИ МИГРИРУЮЩИХ МАСС НАСЕЛЕНИЯ[1]

I

При пересмотре приемов и методов, какими пользовалась наша дореволюционная демографическая статистика, нередко возникает вопрос о пригодности в настоящий момент некоторых основных предпосылок, служивших ранее основой для многих схем исследования.

Коренные изменения всего уклада и строя жизни страны могут заставить подвергнуть пересмотру не только первичные чисто теоретические предпосылки, лежащие в основе каждой отрасли научной деятельности, но заставить пересмотреть и тот комплекс чисто технических приемов и методов, какими пользуются исследователи-практики в повседневной работе. В частности, должны подвергнуться пересмотру и некоторые математико-счетные приемы, какими оперирует демограф-статистик при исследовании явлений рождаемости, смертности, возрастной структуры населения и т. п. В широких кругах статистиков-демографов распространено убеждение в том, что математические формулы, будучи верными по существу и раз доказанными, не могут быть подвергнуты сомнению в отношении их ценности, как одного из орудий познания конкретной действительности. Мы полагаем, что такое убеждение (по крайней мере в области прикладной математики,

[1] Опубликовано в кн.: «Труды Демографического института АН СССР», т. 1., Л., издательство Ан СССР, 1934, стр. 63—113. Печатается с сокращениями.

циента смертности против его действительного значения. В дальнейшем, однако, для перехода от коэффициента смертности к вероятности смерти используется неточная (в наших предпосылках постоянства смертности внутри возрастного интервала) формула

$$q_x = 1 - e^{-m_x z}$$

и приближенная

$$q_x = \frac{2m'_x z}{2 + m'_x z},$$

дающая всегда преувеличенное значение для вероятности смерти. Отсюда, в зависимости от сравнительной величины этих двух погрешностей противоположных знаков, возможно в окончательном результате получение как преуменьшенных, так и преувеличенных величин вероятностей смерти при пользовании обычными методами.

Заметим еще, что в разбираемом нами примере даже разбитие возрастного интервала (15—19 лет) на однолетние группы не привело к возможности непосредственного использования формулы (V.2). Для возраста 18 лет получается все-таки величина вероятности смерти, большая единицы.

Сами по себе расхождения в дальнейших величинах вероятностей смерти (q_x и q'_x) значительны, и при продолжении исчислений оба метода могут дать существенно отличные друг от друга результаты.

Укажем хотя бы на то, что величину средней продолжительности жизни туберкулезного инвалида для возраста моложе 20 лет, при пользовании формулой (V.2) нет возможности определить, ибо нельзя строить таблицу смертности, имея для некоторых возрастов вероятности смерти, большие единицы. При построении же таблицы смертности, начиная с возраста 20 лет, получаем при использовании величин, определенных из формулы (V.2), величину средней продолжительности жизни в 3,80 лет, в то время как применение более точного метода дает для того же возраста величину 4,40 лет.

Ошибка при пользовании общеупотребительными методами в определении этого весьма существенного показателя достигает, таким образом, 13,6%.

О ПРИМЕНЕНИИ АНАМНЕСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В ДЕМОГРАФИИ[1]

I. Введение

Наименование «анамнестический метод» в последние годы нередко присваивается одному из приемов статистического наблюдения. Метод имеет применение в тех областях статистики, где объектом наблюдения бывает человек, и, как показывает уже само наименование, связан с собиранием сведений о прошлом.

Наименование метода произошло от употребляемого в медицине термина «анамнез». Анамнез означает «сообщение больного или окружающих его лиц о предшествовавших данному заболеванию условиях жизни и всей истории болезни», или, иными словами, «анамнез— это медицинская биография больного, изложенная по периодам жизни» [24][2].

Присвоение методу названия «анамнестический» делает, следовательно, ударение на характерном для метода моменте получения сведений путем опроса о прошлом по воспоминаниям.

Следует отметить, что термин «анамнестический» не употребляется неизменно во всех печатных работах, в которых говорится о применении метода. Ниже будет употребляться преимущественно этот термин, так как

[1] Написано совместно с А. П. Яхонтовым, Опубликовано в кн.: «Труды демографического института АН СССР» т. 1, Л., издательство АН СССР, 1934, стр. 135—212. Печатается с сокращениями.

[2] Здесь и далее цифра в скобках указывает на литературный источник, приложенный в конце статьи.

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ НАСЕЛЕНИЯ СССР[1]

Построение таблиц смертности населения является по научной обоснованности, детальности и наглядности получаемых числовых характеристик наиболее совершенным приемом изучения повозрастной смертности. Величины таблиц смертности имеют и существенное научно-практическое значение для различных плановых построений о вероятном будущем количестве населения различного возраста: детей школьного возраста, лиц призывного возраста, рабочего возраста и т. д. В вопросах страхования жизни таблицы смертности являются главным основанием для всех страховых расчетов.

Таблицы смертности населения отдельных стран и местностей строятся в настоящее время исключительно косвенным способом, исходя из чисел населения, распределенного по возрасту по переписям, и аналогично распределенных чисел умерших за междупереписные календарные годы или же годы, примыкающие к данной переписи. При этом первоначальным элементом построения являются вероятности смерти в отдельных возрастах (q), из которых получаются и остальные элементы таблицы (числа доживающих и т. д.). Построенные по косвенному способу таблицы представляют картину смертности и доживаемости до отдельных возрастов, свойственную не

[1] Написано совместно с С. А. Новосельским. Опубликовано в кн.: «Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. Таблицы смертности», М.—Л., Планхозгиз, 1930. Печатается с сокращениями.

какому-либо реальному поколению, но поколению гипотетическому, поставленному в условия повозрастной смертности, свойственной периоду времени, за который берутся материалы об умерших, и дают, таким образом, числовую характеристику смертности, определяемую экономическими, социальными и санитарными условиями, существующими в данный период.

Ввиду значения и важности таблиц смертности периодическое их построение применительно к периодически же производимым в большинстве стран переписям населения входит в обязательный круг деятельности центральных статистических учреждений.

В России до революции имела место всего одна всеобщая перепись населения (28 января 1897 г.), и обычным способом из совокупностей живущих и умерших была построена лишь одна полная таблица смертности, относящаяся ко всему населению Европейской России (50 губерний), по данным об умерших за 2 примыкающих к переписи года (1896 и 1897)[1].

Кроме того, до революции был построен отдельными исследователями ряд таблиц, относящихся не ко всему, а лишь к части населения (к православному населению)[2] Российской Империи и Европейской России, причем таблицы эти были построены или из совокупностей одних умерших или же из совокупностей умерших и родившихся.

Из совокупностей умерших были построены таблицы К. Ф. Германом[3], Н. Е. Зерновым[4], М. Спасским[5]. Все эти таблицы относятся только к православному населению мужского пола и являются вместе с тем сокращенными, давая величины лишь по пятилетним возрастным груп-

[1] С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России, Петроград, 1916.

[2] До революции в России, как известно, имела место только церковная регистрация актов гражданского состояния. При этом более или менее систематизированные данные об умерших и родившихся за старое время, до 1867 г., имелись только для населения православного вероисповедания.

[3] К. Ф. Герман. Статистические исследования относительно Российской Империи, ч. 1, СПб., 1819.

[4] Н. Е. Зернов. Теория вероятностей с приложением преимущественно к смертности и страхованию, М., 1843.

[5] М. Спасский. О влиянии внешних условий на долголетие, СПб., 1854.

К ВОПРОСУ О РОЖДАЕМОСТИ В ЛЕНИНГРАДЕ[1]

(по материалам статистики абортов)

I

В прежней демографической литературе при характеристике элементов естественного движения населения обычно принято было ограничиваться приведением и сопоставлением трех основных показателей (коэффициентов): коэффициента рождаемости, смертности и брачности.

Изредка к этим коэффициентам присоединялся и коэффициент, характеризующий частоту разводов; однако сравнительная незначительность величины этого коэффициента, так же как и коэффициента мертворождений и некоторых других элементов, часто позволяла обходиться лишь тремя основными показателями.

Послевоенная[2] демографическая статистика, в особенности у нас в СССР, весьма убедительно показала, что в настоящее время указанные три коэффициента оказываются уже недостаточными, даже для общей суммарной характеристики естественного движения населения. Появились, или сделались статистически уловимыми, некоторые новые факторы. При этом эти новые факторы оказались столь значительными по величине, что вычислен-

[1] Опубликовано в «Статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения за 1929 г.». Издание Ленинградского облстатотдела, 1929, стр. 58—83.

[2] После 1-й мировой войны.— *Прим. ред.*

ные для них коэффициенты не только сравнялись, но в некоторых случаях и превзошли коэффициенты брачности, смертности и даже рождаемости.

Таким фактором у нас в СССР (по крайней мере в городском населении) явился, с одной стороны, развод, с другой — аборт. Достаточно указать, что в 1928 г. в Ленинграде число разводов на 1000 населения составило 11,5 т. е. коэффициент превзошел почти *в полтора раза* довоенный коэффициент брачности. Еще более ощутительным явилось в Ленинграде число абортов (свыше 30 на 1000 населения). Таким образом, в настоящее время ощущается настоятельная потребность в изучении новых и весьма крупных демографических факторов, один из которых — аборт — в настоящей работе мы и предполагаем рассмотреть несколько подробнее.

Рассмотрение погодных данных о всех вообще статистически зарегистрированных абортах (независимо от рода абортов и от источника получения статистических сведений) приводит к следующим результатам начиная с 1924 г., когда впервые было положено начало статистике абортов.

Число зарегистрированных абортов в Ленинграде в 1924 г. — 6692, в 1925 г. — 16598, в 1926 г. — 21646, в 1927 г. — 35523, в 1928 г. — 53562.

Первое впечатление, какое получается от рассмотрения приведенных данных, приводит к убеждению о чрезвычайно быстром росте аборта в Ленинграде. Нужно сразу же указать, что безоговорочное принятие такого заключения было бы ошибочным. Необходимо учитывать громадные различия, какими в отдельные годы сопровождалась статистическая регистрация самого явления. Различия в числе абортов за первые два года в очень значительной доле объясняются общей неналаженностью статистической регистрации даже среди так называемых «абортных комиссий».

Увеличение числа абортов в 1926 г. вызвано отчасти включением в сведения данных об абортах, произведенных помимо комиссий[1] в государственных стационарах (именно тех абортов, по каким в лечебных учреждениях

[1] В эти годы в СССР при отделах здравоохранения местных Советов существовали специальные комиссии для выдачи разрешений на аборт.— *Прим. ред.*

были заполнены специальные карты-анкеты). В 1927 г. к указанным данным были присоединены и сведения об операциях прерывания беременности по частным лечебницам (при условии заполнения карт). Наконец, данные 1928 г., приведенные выше, получены в результате отчетов всех ленинградских стационаров о числе произведенных в них абортов независимо от заполнения или незаполнения карт-анкет.

Такого рода крайняя разнородность источников получения данных неизбежна в начале всякой большой статистической операции. Впоследствии, при получении за ряд лет однородных (в смысле источника) данных, можно будет с большей легкостью и уверенностью делать заключения о динамике самого явления. Указанная разнохарактерность статистических источников приводимых данных заставляет с крайней осторожностью относиться ко всякого рода выводам о росте аборта как явления. К указанным выше соображениям необходимо присоединить еще одно. Пусть даже приведенные данные изображают действительную динамику числа явно произведенных абортов. Полученная картина будет все-таки лишь картиной роста явных абортов, а не вообще абортов, и резкое увеличение показанных чисел в таблице может указывать отчасти и на переход аборта из скрытого в явное состояние.

Таблица 1.

	Оказано родовспоможений	Произведено абортов*	На 100 родовспоможений приходится абортов
1928 г.			
Январь —март	9 777	13 799	141,1
Апрель — июнь	8 958	13 021	145,4
Июль — сентябрь . . .	8 870	12 466	140,5
Октябрь — декабрь . . .	9 799	14 274	145,7
За год . . .	37 404	53 560	143,2
1929 г.			
Январь — март	9 638	16 069	166,7

* Без учета домов заключения. В 2 случаях аборта, время производства не выяснено.

Следует полагать, что в своей главнейшей части переход этот совершился в самые первые годы после легализации аборта и последние годы (1926, 1927 и 1928), когда сведения о возможности легального, больничного, производства операции успели проникнуть в самые широкие массы населения, динамика роста числа явных абортов может в достаточно полной мере отразить и самый рост числа всех абортов.

С точки зрения динамики явления могут быть рассмотрены хотя бы поквартальные данные о работе стационарных учреждений Ленинграда в области родовспоможений и абортов за 1928 г. и начало 1929 г. (см. табл. 1).

Наиболее интересными являются данные сопоставления динамики числа абортов с динамикой чисел всех родившихся и родоразрешений. Приводим такое сопоставление для ряда лет.

Таблица 2. ЛЕНИНГРАД

Годы	Число родившихся живыми	Число мертворожденных	Число родоразрешений	Число абортов
1924	31 601	1 161	32 267	6 692
1925	38 402	1 317	39 212	16 598
1926	42 608	1 423	43 416	21 646
1927	40 219	1 246	40 953	35 523
1928	38 483	1 103	39 058	53 562
На 1000 населения в год				
1924	25,88	0,95	26,4	5,48
1925	27,84	0,95	28,4	12,04
1926	27,76	0,93	28,3	14,10
1927	24,72	0,77	25,2	21,83
1928	22,65	0,65	22,9	31,51

Достаточно взглянуть на приведенную выше таблицу, чтобы уяснить то значение, какое приобрели аборты в качестве статистически уловимого явления.

Коэффициент абортов не только стал в ряд с иными коэффициентами естественного движения населения: он превысил по своей величине остальные коэффициенты: брачности, смертности и даже рождаемости.

Последние два года (и еще более начинающийся 1929 г.) отмечены в Ленинграде заметным падением рож-

даемости. Более низкие коэффициенты рождаемости, чем в 1928 г., в Ленинграде наблюдались лишь в течение германской и гражданской войны — последний раз в 1920 г.

Как в довоенное время (с половины XIX столетия), так и в послевоенное время таких коэффициентов не наблюдалось. Вместе с тем нужно указать, что такое явление понижения рождаемости отнюдь не является особенностью Ленинграда. Так, например Москва, по-видимому, вступила на тот же путь. Уже в 1927 г. в Москве рождаемость составила 25,6, а в 1928 г. — 22,7 на 1000 населения.

Крупные западноевропейские центры шагнули еще далее по этому пути. Для сравнения приведем данные о рождаемости по ряду городов за 1927 и 1928 гг.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ (ЖИВЫМИ) В ГОД

	1927 г.	1928 г.		1927 г.	1928 г.
Рим	27,7	22,6	Гамбург	12,2	12,8
Нью-Йорк	21,6	20,9	Осло	12,1	12,5
Варшава	19,2	19,2	Прага	11,6	12,2
Амстердам	18,8	18,2	Брюссель	11,5	12,0
Лондон	16,6	15,9	Стокгольм	11,2	10,8
Копенгаген	16,4	16,3	Вена	11,0	10,7
Будапешт	16,0	17,4	Берлин	9,9	9,8
Париж	15,6	15,0	Женева	8,9	8,7

По сравнению с довоенным периодом рождаемость в Берлине упала в два с половиной раза (1909—1913 гг. — 23,0). Заметим, что и целые страны обнаруживают в послевоенные годы весьма резкое понижение рождаемости. Приводим некоторые данные.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ В ГОД

	1908—1913 г.	1926 г.	1927 г.
Германия	29,5	19,5	18,3
Англия	24,9	17,8	16,7
Швейцария	24,7	18,2	17,3
Швеция	24,4	16,9	16,1

По-видимому, однако, с наибольшей рельефностью это явление наблюдается в городском населении. По крайней мере у нас в СССР понижение рождаемости с определенностью можно отметить пока лишь в городах.

При этом в крупных городах (Ленинград, Москва, Саратов) это явление сказывается с наибольшей яркостью.

НА 1000 НАСЕЛЕНИЯ РОДИЛОСЬ В ГОД (БЕЗ МЕРТВОРОЖДЕННЫХ)

РСФСР[1]	1925 г.	1926 г.	1927 г.	1928 г.
Городское население	36,1	35,0	33,0	
Сельское население	47,6	46,3	46,2	
Ленинград	27,8	27,8	24,7	22,6
Москва	31,6	29,8	25,8	12,7
Саратов	33,8	32,7	29,1	

Каковы же ближайшие причины такого понижения рождаемости в городах? По-видимому, нет сомнения в том, что здесь мы имеем дело с чисто волевым ограничением рождаемости. При этом пути, ведущие к этой цели, могут быть различными в разных странах. Заграничные статистические данные, в сущности, не дают никакого почти ответа на роль абортов в ограничении рождаемости.

Такое отсутствие статистических данных об абортах за границей находит свое естественное объяснение в том, что ни одна из крупных западноевропейских стран не вступила на путь легализации аборта, какой пройден в СССР. Однако некоторое косвенное представление о роли абортов в отдельных странах можно получить при сопоставлении изменения данных о смертности от септицемии — послеродовой и после аборта (в большей части стран раздельно не публикуемой).

Ниже приводится сравнительная таблица данных о довоенной и современной рождаемости параллельно с коэффициентом женской смертности от септицемии (puerperalis) (см. табл. 3).

Можно отметить весьма существенные различия в характере изменения данных по отдельным странам при сравнении с довоенным периодом. Франция, где падение рождаемости сказалось в наименьшей степени, дает понижение смертности от септицемии. На противоположном полюсе стоит Германия, где в связи с весьма резким падением рождаемости коэффициент смертности от септицемии возрос почти вдвое. Сильное увеличение смертности от септицемии отмечается также и в Швеции, где рождаемость упала особенно низко.

[1] «Статистическое обозрение», 1928, № 11. В. Песчанский. Основные показатели естественного движения населения европейской части РСФСР в 1927 г.

Таблица 3[1]

Страны		1908–1910 гг.	1923–1925 гг.
Франция	Коэффициент рождаемости на 1000 населения в год	19,7	18,9*
	Коэффициенты смертности от септицемии на 100 000 родившихся**	232,6	95,6
Бельгия	Коэффициент рождаемости	24,1	19,9
	Коэффициент смертности от септицемии	245,2	295,3
Англия	Коэффициент рождаемости	25,9	18,9
	Коэффициент смертности от септицемии	141,2	141,5
Швеция	Коэффициент рождаемости	25,3	18,8
	Коэффициент смертности от септицемии	81,9	116,0***
Германия	Коэффициент рождаемости	30,9	20,7
	Коэффициент смертности от септицемии	152,6	280,1

[1] Данные вычислены на основании «Apercu de la démographie des divers pays du monde». La Haye 1927 u «Statistique international du mouvement de la population». Paris, Vol, II, 1913.

* Коэффициенты смертности вычислены путем отнесения числа умерших детей к числу родившихся живыми, несмотря на то, что правильнее было бы относить к числу родоразрешений. Особых различий, однако, такое изменение не внесло бы. Между тем по некоторым странам мы не имеем в своем распоряжении данных о числе родоразрешений.

** 1925—1926 гг. (довоенная территория).

*** 1923 г.

Такое резкое повышение смертности от септицемии в некоторых странах едва ли можно объяснить наступлением каких-либо условий, значительно ухудшивших дело родовспоможения. Скорее можно высказать предположение, что такое увеличение обязано своим появлением росту числа абортов, притом абортов нелегальных, проводимых в ненадлежащих условиях.

О том, что коэффициенты смертности от септицемии в весьма сильной степени зависят от аборта, можно судить хотя бы по следующим данным, которые относятся к германским крупным городам (с населением 100 000 и более) (см. табл. 4).

Как легко можно видеть, послеабортная смертность дает до 70% всей смертности от родильной горячки и родильная горячка в собственном смысле играет значитель-

Таблица 4

Годы	Число родивших	Умерло от родильной горячки			На 10 000 родивших умерло от родильной горячки		
		после родов	после аборта	всего	после родов	после аборта	всего
1911	358 987	нет св.	нет св.	1 005	нет св.	нет св.	28,0
1912	365 534	нет св.	нет св.	957	нет св.	нет св.	26,2
1926*	240 350	311	656	967	12,9	27,3	40,2
1927*	235 746	283	587	870	12,0	24,9	36,9
1928*	244 102	233	570	803	9,5	23,4	32,9

* Данные за послевоенные годы относятся к постоянному населению. За 1928 г. данные предварительные, возможно не совсем полные. Источники: Reichs—Gesundheits blatt. Statistische Sonderbeilage zur № 47, 1928 und № 4, 1929.

но более скромную роль в крупных германских городах. Отсюда, естественно, рождается предположение о возможности связи между ростом числа смертных случаев от септицемии и ростом числа абортов.

Резкий рост абортов мог за собою повлечь как уменьшение коэффициента рождаемости, так и одновременное увеличение коэффициента смертности от септицемии. Во Франции, где рождаемость почти не упала, нет и повышения смертности от септицемии[1]. Нельзя, конечно, предполагать, что рост числа абортов является единственным фактором понижения рождаемости; несомненно, применение противозачаточных мероприятий имеет кое-где не меньшее значение. Так, например, в Англии при весьма значительном падении рождаемости смертность от септицемии почти не обнаруживает роста. Вероятнее всего, что в Англии доминирующую роль играет эта вторая причина: общеизвестно все расширяющееся распространение в Англии консультаций «по регулированию деторождений». Тем не менее в некоторых странах (Германия, Швеция) можно предполагать и значительный рост числа абортов.

[1] Следует оговориться, что данные французской статистики причин смерти являются не слишком надежными, в силу наличия весьма большого количества «неизвестных причин смерти», процент коих еще увеличился в последнее время. Однако заключение об отсутствии повышения смертности от септицемии все же позволительно сделать.

В наших, ленинградских, условиях, надо полагать, основная роль в деле уменьшения рождаемости остается за абортом. В этом убеждают нас исключительно большие числа произведенных абортов за последний год. Можно привести следующее грубое сопоставление. Как известно, беременность сама по себе не является объектом статистической регистрации. Некоторое понятие о числе беременностей, возникших в течение года, можно получить лишь складывая числа беременностей, окончившихся родами и выкидышами. Число это несомненно будет несколько приуменьшенным, так как в полученную сумму не войдут беременности, закончившиеся естественным выкидышем. Для 1928 г. эти данные приводят к следующим результатам:

Число родоразрешений	39 058
Число абортов	53 562
Всего зарегистрировано беременностей . .	92 620

На 1000 женщин в возрасте 15—49 лет (к этому периоду возраста относятся почти все зарегистрированные беременности) приходится, таким образом, 174,7 беременности в год. Если предположить, что в сельском населении европейской части РСФСР практика волевого ограничения рождаемости еще не получила широкого распространения (коэффициент рождаемости за 1926 г. — 46,4 на 1000 населения), то относительное число родившихся на 1000 женщин в возрасте 15—49 лет по сельскому населению можно принять за своего рода «норму» беременностей, близкую к той, какая существовала бы при почти полном отсутствии абортов и практики контрацептивных мероприятий. По сельскому населению европейской части РСФСР за 1926 г. на 1000 женщин в возрасте 15—49 лет приходилось 178,7 родившихся.

Таким образом, общее число статистически зарегистрированных беременностей в Ленинграде довольно близко подходит к «норме» сельского населения, что внушает уверенность в том, что зарегистрированные аборты исчерпывают в 1928 г. уже подавляющую часть всех вообще абортов, а также в том, что практика применения противозачаточных мероприятий еще не получала в Ленинграде очень широкого распространения[1].

Иными словами, по отношению к настоящему моменту можно считать, что основную, почти исключительную роль в понижении рождаемости Ленинграда играет именно аборт. Из всего числа 92 620 статистически зарегистрированных беременностей лишь 42% закончилось родоразрешением. 58% беременностей были прерваны абортом.

Такая исключительно серьезная роль аборта в современной демографической конъюнктуре заставляет отнестись к этому явлению с особым вниманием.

Аборт должен быть изучен основательно, не менее тщательно, чем иные демографические факторы на фоне как общедемографических, так и социальных условий момента. Произведенная всеобщая перепись населения и несколько упрочившаяся уже к этому времени регистрация абортов, в особенности в крупных городах, позволяет уже сейчас наметить некоторые основные черты особенностей указанного явления, в частности, по отношению к Ленинграду.

II

Мы предполагаем здесь подвергнуть рассмотрению основные характеристики аборта за примыкающие к переписи годы — 1926 и 1927. Как уже выше было указано, в течение этих лет зарегистрировано всего 57 169 абортов.

Указанное число абортов распределяется следующим образом (см. табл. 5).

Приведенные данные нуждаются в некоторых пояснениях. Как уже было сказано, мы лишь для последнего

[1] Нужно еще принять во внимание, что относительное число беременностей в Ленинграде, вообще говоря a priori, должно быть несколько пониженным по сравнению с сельским населением, ибо в составе женщин 15—49 лет в Ленинграде лишь 55,2% являются замужними. Современных данных о доле замужних в сельском населении еще не имеется. По данным 1897 г. по Европейской России замужних в этом возрасте было 66%. С другой стороны, возможно, что частые аборты могут повлечь за собой и увеличение числа беременностей, ибо в этих условиях у одной женщины в году может быть и более одной беременности. Едва ли, однако, такое явление может иметь большое распространение.

Таблица 5

	1926 г.		1927 г.		Итого	
	зарегистрировано	вошло в разработку	зарегистрировано	вошло в разработку	зарегистрировано	вошло в разработку
Аборты, разрешенные в комиссиях	17 083	15 510	24 043	22 737	41 126	38 247
Аборты, произведенные в больницах помимо комиссии	2 027	2 027	9 484	9 484	11 511	11 511
Итого	19 110	17 537	33 527	32 221	52 637	49 758
Поступления с начавшимся абортом . .	2 536	2 536	1 996	1 996	4 532	4 532
Всего	21 646	20 073	35 523	34 217	57 169	54 290

(1928) года можем считать полноту регистрации абортов близкой к исчерпывающей. В 1926 и 1927 гг. положение с регистрацией было несколько хуже. Это заставляет смотреть на все исчисленные далее интенсивные показатели абортов как на преуменьшенные. Далее следует отметить, что не все даже зарегистрированные аборты вошли в разработку. Карточный материал на некоторую часть абортов, разрешение производства коих было выдано комиссией, оказался недосланным; часть материала оказалась в дефектном, не пригодном для разработки виде. Таким образом, в разработку попали данные лишь 95% материала о зарегистрированных абортах. 2479 случаев (5%) вовсе не вошло в разработку. Можно полагать, однако, что подобная недостача материала не могла исказить характерные соотношения, получившиеся в результате разработки, ибо недостающая часть, по-видимому, не выделяется никакими специфическими особенностями; нехватка объясняется лишь небрежностью «абортных комиссий», утративших материал (например, утрачен целиком материал за один месяц по одному из районов города).

Из демографических факторов, наиболее сильно в количественном отношении влиявших на аборты, мы рас-

смотрим прежде всего влияние семейного состояния и возраста.

На основании абсолютных данных о повозрастной численности женского населения, а также распределения родившихся и прерываний беременности по возрасту женщин можно вычислить следующие возрастные коэффициенты.

Таблица 6. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА И СЕМЕЙНОГО СОСТОЯНИЯ ПРИХОДИЛОСЬ В ГОД (АБОРТЫ, ПОЛНОСТЬЮ ПРОИЗВЕДЕННЫЕ В ЛЕЧЕБНЫХ УЧРЕЖДЕНИЯХ).

Возраст	Родившихся (без мертворожденных)			Абортов (зарегистрированных)		
	у состоявших в браке	у несостоявших в браке	всего	у состоявших в браке	у несостоявших в браке	всего
15—17	205,5	2,2	5,1	27,5	1,3	2,0
18—19	260,0	11,4	45,0	71,5	8,6	20,5
20—29	172,4	55,3	124,9	83,8	37,9	75,7
30—39	84,2	42,8	72,4	49,8	25,3	50,0
40—49	17,8	4,6	12,6	11,4	2,5	8,7
Всего 15—49	115,3	32,5	78,2	56,9	19,6	47,0

Приводимые данные сами по себе в достаточной мере характеризуют глубокие различия, существующие в плодовитости женщин и склонности к аборту в зависимости от возраста и брачного состояния. Еще более показательными можно сделать данные, указав, как заканчивается беременность для каждого данного возраста в зависимости от семейного состояния. Здесь опять-таки будем принимать, что сумма рождений и абортов, соответствующих данному возрасту, примерно изображает общее число беременностей, приходящихся на данный возраст. Мы не вводим здесь данных о мертворожденных в силу незначительности их общего числа и малого влияния на получаемые коэффициенты (см. табл. 7).

Нетрудно видеть, насколько большие различия в смысле эффективности беременности обнаруживают группы женского населения, показавшие себя состоящими в

Таблица 7

Возраст	Состоящие в браке		Несостоящие в браке		Всего	
	из 100 зарегистрированных беременностей окончились		из 100 зарегистрированных беременностей окончились		из 100 зарегистрированных беременностей окончились	
	родами	абортом	родами	абортом	родами	абортом
15—17	88,1	11,9	56,5	43,5	71,1	28,9
18—19	78,4	21,6	47,5	52,5	68,7	31,3
20—29	67,8	32,2	46,2	53,8	62,2	37,8
30—39	62,8	37,2	45,6	54,4	62,8	37,2
40—49	62,1	37,9	45,7	54,3	59,1	40,9
Всего 15—49	66,9	33,1	48,3	51,7	62,5	37,5

браке и не состоящими в таковом. В то время как эффективность беременности (процент беременностей, окончившихся рождением ребенка) в первой группе достигает почти 67%, в то же время вторая группа дает лишь 48,3% таких беременностей. На распределение абортов по группам «брачных» и «внебрачных» оказывает, как видно из предыдущих таблиц, значительное влияние сравнительно крупная доля лиц «неизвестного семейного состояния». Однако можно с уверенностью предполагать, что эта группа в подавляющем числе состоит из лиц, не состоящих в прочном браке. Поэтому в приводимых данных группа лиц, не показавших себя состоящими в браке, включает в себя и эту часть лиц «неизвестного семейного состояния».

Еще более существенные различия отмечаются в повозрастном изменении указанных коэффициентов эффективности. Группа лиц, состоящих в браке, дает правильный и сильный рост процента беременностей, закончившихся абортом: от 11,9% прерванных беременностей в возрасте до 18 лет мы приходим к 37,9% для возраста 40 лет и старше. Такое явление вполне легко может быть объяснено. Обычно с повышением возраста замужней женщины связан и численный рост семьи — главным образом рост числа имеющихся в наличии живых детей. Это обстоятельство делает все менее и менее желательным

появление на свет нового ребенка и заставляет все больший процент женщин прерывать начавшуюся беременность. При всем том даже в самой старшей группе процент прерываемых беременностей не поднимается выше 38%. Иное дело в случае, когда женщина не показывает себя состоящей в браке. Можно с уверенностью полагать, что возникающие у таких женщин беременности в подавляющей массе представляют собой результат случайных связей, не влекущих за собой образования семьи. Поэтому во всех возрастных группах мы имеем здесь процент прерывания беременностей более высокий, чем в самом неблагоприятном возрасте первой группы: процент прерывания беременности не опускается ниже 43,5%. Кроме того, если согласиться с указанным пониманием характера взаимоотношений для этой группы, делается понятным и отсутствие каких-либо серьезных изменений в проценте абортов с возрастом: фактор многодетности отсутствует в этом случае, и все возрасты оказываются примерно в равных условиях. Именно такая картина и представляется на основании вышеприведенной таблицы[1].

Эти данные лишний раз подтверждают соображения о глубочайших различиях, какие обнаруживаются даже в наших условиях в плодовитости женщин, состоящих в прочных семейных отношениях и не состоящих в таковых.

Нельзя не высказать лишний раз сожаления о том, что в картах регистрации рождений не фигурирует указание на состояние или несостояние родителей в браке[2], в то время как и при переписях населения, и при регистрации абортов, и при всякого рода регистрациях медицинского характера всегда считается возможным поставить вопрос о брачном состоянии. Между тем этот странный предрассудок, не позволяющий отметить брачное состояние, совершенно непонятный в наших условиях, лишает исследователя почти всякой возможности определить истинную плодовитость женщин и тем самым произвести хоть сколько-нибудь правдоподобные расчеты возможного на будущее время прироста населения. Для получения приводимых выше данных по Ленинграду пришлось прибе-

[1] Небольшое отклонение в возрастной группе 15—17 лет легко находит свое объяснение в численной незначительности данных по этой группе.

[2] В настоящее время это не так.— *Прим. ред.*

тать к искусственному приему. До середины 1926 г. в ленинградской регистрации указанный признак отмечался. На основании данных, непосредственно предшествовавших этому времени, было произведено сопоставление данных, с одной стороны, о состоянии или несостоянии родителей в браке, с другой — о совпадении фамилии родителей. Оказалось, что даже в ленинградских условиях эти два распределения оказались почти совпадающими. Именно этот признак и был положен в основу распределений последующего 1927 года.

Все приведенные нами до сего времени сведения о возрастных коэффициентах абортов в связи с семейным состоянием касались лишь группы лиц, производивших аборт полностью в больничных условиях: сюда были отнесены как аборты, произведенные с разрешения комиссии, так и аборты, произведенные без разрешения комиссии. Несколько особую группу представляют аборты, начавшиеся на стороне, вне стен больницы, при которых женщины поступали в лечебные учреждения в состоянии abortus incompletus.

Таблица 8. ПОСТУПИВШИЕ В БОЛЬНИЦЫ С НАЧАВШИМСЯ АБОРТОМ

Возраст	На 1000 женщин того же возраста		
	у состоящих в браке	у несостоящих в браке	всего (включая лиц неизвестного семейного состояния)
15—17	2,4	0,1	0,2
18—19	8,0	0,6	2,1
20—29	5,9	2,6	6,3
30—39	3,9	2,6	4,9
40—49	1,3	0,3	1,3
Итого 15—49 (включая неизвестный возраст)	4,3	1,5	4,3

Наиболее часто встречаются случаи внебольничного аборта у состоящих в браке в молодом возрасте (18—19 лет). Для женщин, не состоящих в браке, наиболее угрожаемым в этом смысле является возраст 30—39 лет.

На основании вышеприведенных данных можно составить таблицу, характеризующую частоту всех абортов (зарегистрированных) в зависимости от брачного состояния.

Таблица 9. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА И БРАЧНОГО СОСТОЯНИЯ ПРИХОДИТСЯ В ГОД АБОРТОВ (1926—1927 ГГ.)

Возраст	У состоящих в браке	У несостоящих в браке	Всего (включая лиц, брачное состояние которых неизвестно)
15—17	29,9	1,4	2,2
18—19	76,5	9,2	22,6
20—29	89,7	40,5	82,0
30—39	53,7	27,9	54,9
40—49	12,7	2,8	10,0
Всего 15—49	61,2	21,1	51,3

Среди многочисленных факторов, какие сказываются на количественных показателях абортов, одним из наиболее интересных является социально-классовая принадлежность женщины и то влияние, какое этот фактор оказывает на частоту аборта.

Прежде чем перейти к характеристике частоты аборта в различных социальных группах, необходимо уяснить различия частоты аборта среди женщин самодеятельных (работающих вне дома) и несамодеятельных (не имеющих работы как источника средств к существованию). При этом безработные нами причисляются во всех случаях, как и обычно, к самодеятельным, в силу того, что отсутствие у них в данный момент работы нужно признать фактом временным, нередко весьма непродолжительным. Коэффициенты абортов по возрасту и самодеятельности приведены в табл. 10.

Можно было ожидать, что среди самодеятельных женщин, для которых беременность является существенной помехой в работе, аборт должен иметь наибольшую частоту. Однако приведенные коэффициенты показывают обратное явление. Кроме двух самых молодых возрастных групп, во всех возрастах старше 19 лет мы имеем в среднем вдвое более высокие коэффициенты абортов среди *несамодеятельного* женского населения.

Причина этого явления легко усматривается в приведенных выше данных о семейном состоянии. Среди самодеятельного населения процент состоящих в браке равен 37%, в то время как среди несамодеятельных он доходит до 73. Вполне естественно при таких условиях, что и вообще беременность среди самодеятельного женского населения представляет собой более редкое явление, чем среди несамодеятельного, прямым следствием чего и должна явиться меньшая частота аборта у замужних женщин, даже при несколько повышенной склонности к прерыванию беременности.

Таблица 10. НА 1000 ЖЕНЩИН ДАННОГО ВОЗРАСТА ПРИХОДИЛОСЬ АБОРТОВ В ГОД (ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.)

Возраст	Самодеятельные				Несамодеятельные			
	число лиц	в том числе состоящие в браке	число абортов	коэффициенты	число лиц	в том числе состоящие в браке	число абортов	коэффициенты
15—17	12 413	149	120	4,8	31 320	469	78	1,2
18—19	18 900	1 677	948	25,1	18 004	3 305	725	20,1
20—29	109684	44 140	14 538	66,3	96 295	78 397	19 291	100,2
30—39	73 718	34 809	5 441	36,9	76 518	73 040	1 071	72,3
40—49	45 806	15 338	533	5,8	47 131	41 108	1 325	14,1
Неизвестен	—	—	148	—	—	—	72	—
Всего 15 - 49	260521	96 143	21 728	41,7	269268	196319	32 562	60,5

Дальнейшее рассмотрение частоты аборта в отдельных социальных группах должно поэтому сопровождаться параллельным рассмотрением данных как о проценте самодеятельных женщин в каждой социальной группе. так и указанием доли лиц, состоящих в браке (см. табл. 11).

В приведенной таблице прежде всего обращает на себя внимание очень высокая величина коэффициентов в неопределенной группе неизвестного возраста (особенно для несамодеятельных женщин этой группы). Не следует, конечно, придавать какое-нибудь значение этим коэффициентам. Высокая их величина имеет свое наиболее

Таблица 11. АБОРТЫ В РАЗЛИЧНЫХ СОЦИАЛЬНЫХ ГРУППАХ

Социальные группы	Женское население в возрасте 15—49 лет			Число абортов за 1926—1927 гг.			На 1000 женщин данной группы приходится абортов		
	самодеятельные	несамодеятельные	всего	самодеятельные	несамодеятельные	всего	самодеятельные	несамодеятельные	всего
Рабочие	78 498	109 571	188 069	8 629	13 496	22 125	55,0	61,6	58,8
Служащие и лица свободных профессий	94 464	97 130	191 594	6 257	8 499	14 756	33,1	43,8	38,5
Безработные	48 665	19 642	68 308	3 054	3 275	6 329	31,3	83,4	46,3
Хозяева	14 903	29 474	44 377	331	949	1 280	11,1	16,1	14,4
Прочие и неизвестные	23 990	13 451	37 441	3 457	6 343	9 800	72,0	235,7	130,9
Всего	260 521	269 268	529 789	21 728	32 562	54 290	41,8	60,5	51,3

рациональное объяснение просто в качественно неудовлетворительной стороне материала. Данные об абортах дают весьма большой процент женщин, социальное положение которых неизвестно (особенно в группе абортов, произведенных помимо комиссий); во всяком случае, этот процент во много раз превышает процент «неизвестных» по данным переписи о женском населении. Кроме того, в эту же группу относятся учащиеся, жены их и жены военнослужащих, вообще дающие высокие коэффициенты абортов, причем отдельное изучение этих групп невозможно, ибо, например, учащиеся как самостоятельная группа по переписи населения не выделялись. Таким образом, в дальнейшем мы будем подвергать сравнению лишь основные четыре группы: рабочих, служащих (с незначительным числом лиц свободных профессий), безработных и хозяев (всех типов).

Сравнение указанных групп по общей высоте частоты абортов прежде всего приводит к заключению о том, что на первом месте по частоте абортов оказываются рабочие, на втором безработные, далее служащие и, наконец, хозяева. Однако такие общие коэффициенты, конечно, не могут ни в коей мере ответить на вопрос о сравнительной склонности к прерыванию беременности в этих группах и тем самым о степени проникновения в изучаемые массы практики волевого ограничения рождаемости. Для того чтобы судить об этой проблеме, необходимо знать, какова была общая сумма беременностей в каждой социальной группе в течение двух лет (1926—1927 гг.), и лишь отнесение числа наблюдаемых абортов к общему числу наличных беременностей могло бы решить вопрос о сравнительной склонности отдельных групп населения к аборту.

Не имея возможности подойти к количественному определению числа беременностей в каждой данной группе, следует хотя бы косвенными приемами создать некоторую ориентировку в вопросе о различиях частоты беременностей отдельных социальных групп.

Уже рассмотрение процента самодеятельных женщин в отдельных группах и раздельное изучение частоты аборта для самодеятельных и несамодеятельных заставляет внести некоторые коррективы в наши заключения. Так, среди только самодеятельных женщин группы служащих и безработных меняются местами по сравнению

со всем населением: служащие дают более высокую частоту абортов нежели безработные.

Когда же мы обращаемся к рассмотрению частоты абортов в группе несамодеятельных (главным образом «домашних хозяек»), то здесь оказывается, что жены безработных дают наиболее высокий процент абортов, далеко оставляя за собою жен рабочих. Эта высота частоты коэффициента абортов среди жен безработных вполне согласуется с чисто экономическими условиями, в которых находится эта группа. Однако для того, чтобы экономические факторы аборта смогли выступить во всей чистоте, необходимо хоть сколько-нибудь элиминировать различие в семейном состоянии отдельных групп. Высокое число абортов должно прежде всего сопутствовать повышенному числу беременностей вообще, а это последнее в значительной мере определяется относительным числом лиц, состоящих в браке, не говоря уже о возможных возрастных различиях отдельных групп. Приводим ниже сопоставление процента замужних с коэффициентом абортов по отдельным группам.

Таблица 12. ЛЕНИНГРАД. ЖЕНСКОЕ НАСЕЛЕНИЕ 15—49 ЛЕТ

Социальные группы	Самодеятельное население		Несамодеятельное население	
	процент замужних	на 1000 женщин приходится абортов	процент замужних	на 1000 женщин приходится абортов
Рабочие	44,5	55,0	76,1	61,6
Служащие	30,2	33,0	69,4	43,8
Безработные	38,0	31,3	80,1	83,4
Хозяева	46,1	11,1	70,0	16,1

Рассматривая две главнейшие группы — рабочих и служащих, легко убедиться, что различия в частоте абортов у них легко находят свое объяснение в различиях процента замужних женщин, а следовательно, и в числе возможных беременностей. Процент замужних среди рабочих значительно выше, чем у служащих, как в самодеятельном, так и в несамодеятельном населении; следова-

тельно, при отсутствии коренных различий в возрастном составе и значительной разницы в повозрастной плодовитости можно полагать, что и относительное число беременностей, приходящихся на равные группы населения, будет значительно выше у рабочих. Таким образом, среди рабочих, независимо даже от экономических факторов и «склонности к аборту», можно ожидать повышенных показателей частоты абортов. Вполне понятен также и высокий коэффициент аборта у несамодеятельных безработных женщин, где наиболее высокий процент замужних сопровождается и сравнительно наиболее тяжелыми материальными условиями. Понятна также малая величина коэффициента частоты абортов в группе хозяев, где, несмотря на высокий процент замужних, можно ожидать наличие лучшей материальной обеспеченности. Некоторое сомнение вызывает лишь группа самодеятельных безработных женщин, где по высокому проценту замужних можно было бы ожидать и более высокого, чем у служащих, коэффициента абортов.

Повозрастное распределение замужних безработных женщин также не дает основания ожидать пониженной по сравнению со служащими общей плодовитости.

По-видимому, необходимо признать, что рассматриваемая группа женщин (замужние безработные) в значительной доле не является фактически подходящей по материальным условиям к основной массе безработных. Можно думать, что женщины эти фактически являются несамодеятельными, живущими на иждивении более или менее обеспеченных в материальном отношении лиц, и отметка о безработице (при переписи) не характеризует их истинного социального положения.

Все вышеприведенные соображения заставляют признать, что признаки брачного состояния, самодеятельности и возраста имеют существенно определяющую роль на частоту абортов отдельных социальных групп. Для того чтобы можно было выяснить в полной чистоте экономические факторы и как следствие — различия в склонности к прерыванию беременности в отдельных социальных группах, необходимо отдельно изучать для каждой социальной группы повозрастные коэффициенты абортов, отдельно для замужних и незамужних и отдельно для самодеятельных и несамодеятельных. Программа разработки, однако, не дает возможности осуществить это, ибо

у нас не имеется комбинированной разработки материала об абортах в зависимости от социальной группы, возраста и семейного положения. Для примерной ориентировки можно лишь косвенным образом постараться устранить различия в возрастном и семейном составе. Для этой цели мы можем прибегнуть к стандартизации коэффициентов аборта по косвенному методу.

Выше мы определили повозрастные коэффициенты абортов в зависимости от семейного состояния для всего населения. Для выполнения нашей задачи величины коэффициентов необходимо предварительно исправить путем пропорционального распределения лиц неизвестного семейного состояния в каждой отдельной повозрастной группе.

Таблица 13. ИСПРАВЛЕННЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ АБОРТОВ ДЛЯ ВСЕГО НАСЕЛЕНИЯ

Возраст	На 1000 женщин данного возраста и семейного состояния приходится	
	у состоящих в браке	у несостоящих в браке
15—17	36,8	1,7
18—19	97,0	11,2
20—29	105,7	47,7
30—39	63,7	33,2
40—49	14,9	3,3

Считая эти коэффициенты стандартными, можно легко определить ожидаемое число абортов в каждой социальной группе при ее конкретной возрастно-семейной структуре (см. табл. 14).

Приведенные данные позволяют легко вычислить «ожидаемое» число абортов в каждой социальной группе и сравнить с ним действительное число.

Приводим полученные данные (см. табл. 15).

Только группа рабочих дает превышение частоты абортов против средней для всего населения. Безработные, служащие дают пониженное (относительно) число. В особенности резко пониженная частота абортов наблюдается у хозяев.

Таблица 14. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ЖЕНСКОГО НАСЕЛЕНИЯ 15—49 ЛЕТ ПО ВОЗРАСТНО-СЕМЕЙНЫМ ГРУППАМ

Возраст	Рабочие		Служащие и лица свободных профессий		Безработные		Хозяева	
	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке	состоящие в браке	несостоящие в браке
15—17	316	16 735	120	14 049	91	4 102	40	4 208
18—19	2 496	11 014	1 081	11 426	652	4 618	308	2 465
20—29	49 752	21 541	38 487	35 971	15 859	13 823	9 718	4 891
30—39	43 552	10 741	36 594	18 885	12 337	6 663	10 711	2 738
40—49	22 186	9 736	19 684	15 297	5 323	4 840	6 738	2 560
Всего 15—49	118 302	69 767	95 966	95 628	34 262	34 046	27 515	16 862

Таблица 15

Социальные группы	Ожидаемое число абортов при повозрастной частоте такой же, как и во всем населении	Действительное число абортов	Процентное отношение действительного числа абортов к ожидаемому
Рабочие	20 370	22 125	108,6
Служащие и лица свободных профессий	18 693	14 756	78,9
Безработные	7 126	6 329	88,8
Хозяева	4 416	1 280	29,0

Из приведенных данных нельзя, конечно, делать заключения о том, что именно у рабочих беременность наиболее часто прерывается искусственным путем, ибо повышенная частота абортов может сопровождаться повышенной повозрастной частотой беременностей вообще. Тем более нельзя говорить о том, что практика волевого ограничения рождаемости наиболее широко развита у рабочих: пониженное число абортов у служащих и безработных в связи с несколько пониженной плодовитостью

этих групп невольно наводит на мысль о том, что в этих группах практика ограничения деторождения пошла уже в некоторой доле по иному пути — пути применения противозачаточных средств. При этом весьма возможно, что совокупное действие обоих факторов — аборта и контрацептивных средств в области ограничения деторождения — именно в этих группах и сказывается с наибольшей силой.

Вышеприведенные данные говорят лишь о том, что женщина из рабочего класса подвергается наиболее часто, по сравнению с другими группами, операции искусственного прерывания беременности, и, следовательно, мероприятия по борьбе с абортом, должны в первую очередь проводиться среди них.

Небезынтересно также проследить, какая доля «нелегальных» — начатых вне больницы абортов — приходится на различные группы населения.

Таблица 16. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.

Социальные группы	На 1000 женщин 15—49 лет данной группы приходится	
	больничных абортов	начавшихся вне больницы абортов
Работницы	48,1	6,9
Жены рабочих	56,7	4,9
Служащие	30,1	3,0
Жены служащих	40,6	3,2
Безработные	29,5	1,8
Жены безработных	78,9	4,5
Хозяева	9,8	1,3
Жены хозяев	14,7	1,4
Всего самодеятельных	37,4	4,4
несамодеятельных	56,3	4,2

Как можно видеть из приведенной таблицы, начавшийся вне больницы аборт представляет собой явление наиболее частое среди работниц и жен безработных. Трудно с определенностью указать причины сравнительно незначительных различий, какие наблюдаются в отдельных группах населения. Анализ чрезвычайно затрудняется неопределенностью, какая составляет принадлеж-

ность характеристики «начавшихся на стороне абортов». Несомненно, что в эту группу входят и естественные выкидыши. Можно, однако, полагать, что значительную долю этих абортов (как показало подробное рассмотрение анкет) составляют аборты, произведенные искусственным путем, но, по-видимому, «домашними» методами, нередко без участия врачебного персонала. С этой точки зрения находит свое объяснение и значительно повышенный процент неграмотных (свыше 28% всех женщин), какой наблюдался среди поступивших с начавшимся абортом, в то время как среди подвергавшихся операции в больницах процент неграмотных не достигал 20.

Как мы указали выше, частота аборта, взятая по отношению к числу женщин в возрасте 15—49 лет, оказывается наибольшей для рабочих. В высшей степени интересным является и другой вопрос: каковы различия в частоте абортов по отношению к числу всех бывших беременностей, иными словами, выяснение вопроса о том, в каких группах населения беременность наиболее часто прерывается искусственным путем. Дать ответ на этот вопрос с полной определенностью мы пока не можем, ибо из каждой группы населения мы получаем возможность рассмотреть лишь женщин, *подвергавшихся* аборту (в 1926—1927 гг.), и не имеем никаких сведений о доле женщин, *вовсе не подвергавшихся* этой операции. Однако некоторые данные о сравнительной частоте прерывания прежних беременностей можно получить из анализа анамнестических сведений об исходах прежних беременностей у женщин разных социальных групп.

Путем довольно сложных исчислений, методика и подробности которых изложены нами в одной из прежних работ[1], можно прийти к следующим данным (см. табл. 17).

Нужно заметить, однако, что непосредственное сопоставление указанных коэффициентов может ввести в некоторое заблуждение. Дело в том, что если расположить женщин по номеру прерывавшейся в 1926—1927 гг. беременности, то характер распределения окажется различным для различных групп. Так, например, учащиеся дают высокий процент лиц, явившихся для прерывания первой

[1] В. Паевский. Аборты в Москве и Ленинграде.— В сб.: «Аборты в 1925 году», М., издание ЦСУ СССР, 1927.

беременности (55,3), между тем как у жен рабочих этот процент ничтожен (3,2). В то же время последняя беременность (настоящая) прерывается искусственно в рассматриваемой нами совокупности во всех 100%, ибо мы изучаем группу лиц, *подвергшихся операции.* Следовательно, различия в количестве бывших ранее беременностей должны оказать искажающее влияние на коэффициент частоты прерывания.

Таблица 17. ЧАСТОТА ПРЕРЫВАНИЯ БЕРЕМЕННОСТЕЙ

Социальные группы	Самодеятельные женщины			Несамодеятельные женщины		
	число всех бывших беременностей, включая и настоящую	число всех бывших абортов, включая настоящий	процент прерванных искусственно беременностей	число всех беременностей, включая настоящую	число всех абортов, включая настоящий	процент прерванных искусственно беременностей
Рабочие	30 500	14 020	45,96	58 372	24 029	41,16
Служащие	17 411	10 132	58,19	34 427	16 474	47,85
Безработные	8 834	4 759	53,87	13 701	5 862	42,79
Хозяева	1 084	515	47,51	4 033	1 735	43,02
Учащиеся	2 808	2 249	80,09	3 611	2 219	61,45
Прочие	4 246	2 300	54,17	12 321	5 459	44,31
Все население	64 883	33 975	52,35	126 465	55 778	44,11

Легко устранить эти различия, стандартизовав распределение беременностей каждой группы соответственно распределению их во всем населении. В процессе стандартизации легко также устранить различия в деле самодеятельных по отдельным социальным группам. В качестве стандарта принято следующее распределение, свойственное *всему* населению (см. табл. 18).

Имея подобное распределение и вычисленные для точно таких же подразделений коэффициенты прерывания беременности, легко стандартизовать (прямым методом) общие коэффициенты частоты абортов. При этом отпадает даже необходимость стандартизации по возрасту,

Таблица 18. РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВСЕХ АНАМНЕСТИЧЕСКИ ЗАРЕГИСТРИРОВАННЫХ БЕРЕМЕННОСТЕЙ У ЖЕНЩИН, ПОДВЕРГШИХСЯ АБОРТАМ В 1926—1927 ГГ. ВСЕ ГРУППЫ НАСЕЛЕНИЯ

	Процент беременностей к итогу	
	несамодеятельные	самодеятельные
У прерывавших 1-ю беременность	2,4	1,0
» 2-ю »	4,6	4,8
3-ю »	5,5	9,1
4-ю »	5,3	11,1
5-ю и выше беременность	16,1	40,1
У всех .		100,0

ибо влияние возраста сказывается лишь косвенно, через частоту возможных беременностей, между тем как эта частота элиминируется нами непосредственно.

Стандартизованные коэффициенты дают следующий ряд (см. табл. 19).

Таблица 19

Социальные группы	Стандартизованные коэффициенты частоты абортов 1926—1927 гг. (по отношению к беременностям)	Относительная частота абортов в отдельных социальных группах (при частоте абортов всего населения, принятой за 100)	
		1926—1927 гг.	1925 г.
Рабочие	44,19	94,2	95,3
Хозяева	45,40	96,8	—
Безработные	46,33	98,8	101,1
Служащие	51,17	109,1	107,1
Учащиеся	60,70	129,4	111,6
Все население	46,90	100,0	100,0

По сравнению с 1925 г. порядок групп не изменился. Увеличилась лишь степень различия между социальными группами. Любопытно, что в то время, как среднее число абортов, приходящееся на 1 женщину, наиболее высоко среди рабочих, в то же время процент прерванных абортом беременностей у рабочих является самым низким. Сравнивая две главнейшие по численности группы городского населения — рабочих и служащих,— приходим к следующим выводам. Женщина из рабочего класса чаще подвергается абортам, чем женщина из группы служащих. В то же время беременности у рабочих женщин значительно реже прерываются абортом, чем в группе служащих. Очевидно, что если даже при меньшей склонности к прерыванию беременности рабочие женщины чаще подвергаются аборту, то нужно думать, что среднее число беременностей у рабочих должно быть значительно выше, чем у служащих. На основании тех же анамнестических данных о прошлых беременностях можно привести следующий ряд.

Таблица 20. СРЕДНЕЕ ЧИСЛО ВСЕХ ЗАРЕГИСТРИРОВАННЫХ БЕРЕМЕННОСТЕЙ НА 1 ЖЕНЩИНУ

	Самодеятельные	Несамодеятельные
Рабочие	3,67	4,44
Хозяева	3,47	4,49
Безработные . .	3,01	4,28
Служащие . . .	3,01	4,17
Учащиеся . . .	1,78	2,82
Все население	3,21	4,16

Напомним еще раз, что все наши выводы основаны на анкетах и показаниях женщин, подвергавшихся абортам, и что доля неподвергавшихся абортам в разных группах населения не могла быть учтена. Это несколько ослабляет надежность полученных выводов. Заметим, кроме того, что последняя таблица дает нестандартизованные коэффициенты, так что возрастные различия отдельных групп могли оказать свое влияние на сравниваемые данные.

IV

Разработка данных по статистике абортов позволяет сделать и некоторые заключения о тех мотивах, какие приводят женщину к абортам.

Нужно сказать, однако, что весьма большой процент мотивов, оставшихся неизвестными при заполнении анкет, заставляет отнестись с некоторой осторожностью к результатам разработки. При этом для разрешения указанного вопроса приходится пользоваться исключительно данными разработки об абортах больничных, ибо материал о лицах, «поступивших в больницы с начавшимся абортом», в 93% случаев не дает указаний на мотив аборта.

Таблица 21. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг.

Мотивы аборта	Число случаев	В % к итогу
Недостаток материальных средств	23 353	46,9
Болезненное состояние	3 948	7,9
Желание скрыть беременность	271	0,5
Наличие грудных детей	3 119	6,3
Многосемейность	4 529	9,1
Нежелание иметь детей по другим основаниям	6 248	12,6
Мотивы неизвестны	8 290	16,7
Всего	49 758	100,0

Весьма значительная доля (около 47%) указаний на недостаток материальных средств позволяет при всем несовершенстве разработки считать этот мотив основным поводом к аборту в массе ленинградского населения.

В достаточной мере определенными являются также указания на болезненное состояние (диагноз врача) и на наличие грудных детей. Любопытно проследить, как изменяется значение того или иного мотива в зависимости от социальной принадлежности женщины (см. табл. 22).

Недостаток материальных средств, как причина аборта, везде играет доминирующую роль. Однако процент прибегающих к аборту по этой причине значительно различается в отдельных группах населения: у безработных

Таблица 22. МОТИВЫ АБОРТОВ. ЛЕНИНГРАД, 1926—1927 гг. (в % к итогу)

Мотивы аборта	Работницы и жены рабочих	Служащие и жены служащих	Безработные и жены безработных	Хозяева и жены хозяев
Недостаток материальных средств	43,0	45,4	74,6	41,6
Болезненное состояние	9,3	10,3	3,5	4,5
Желание скрыть беременность	0,2	0,5	0,4	1,5
Наличие грудных детей	8,1	6,0	4,3	3,6
Многосемейность	13,0	7,6	6,1	18,5
Нежелание иметь ребенка по другим основаниям	14,7	14,4	2,1	12,3
Неизвестные мотивы	11,7	15,8	9,0	18,0
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0

он достигает 75, в то время как у «хозяев» падает до 41,6. Болезненность наибольшую роль играет у служащих; наличие грудных детей заметнее всего выступает у рабочих. Наконец, доля прерывающих беременность вследствие многосемейности, ничтожная у безработных и служащих, довольно велика у «хозяев». Бытовой мотив — желание скрыть беременность — вообще играет ничтожную роль: он почти отсутствует у рабочих и сколько-нибудь заметно проявляется лишь у хозяев.

Роль многосемейности, как фактора, вызывающего аборт, может быть отчасти освещена путем рассмотрения данных о числе живых детей у лиц, прерывающих беременность. Правда, серьезное значение могли бы иметь лишь сопоставления чисел многодетных женщин, подвергавшихся абортам, с такими же числами многодетных женщин в населении. Однако в настоящий момент мы не имеем в своем распоряжении материала, характеризующего население Ленинграда с этой стороны.

V

Аборт в ленинградских условиях производится почти исключительно в течение первых трех месяцев беремен-

ности. Приводим данные в отдельности об абортах, полностью проведенных в больнице, и о тех лицах, которые поступили в больницы с начавшимся на стороне абортом. Как можно видеть, эти две группы дают некоторые отличия в отношении срока беременности, на котором произведен аборт.

Таблица 23. АБОРТ ПО МЕСЯЦУ БЕРЕМЕННОСТИ, НА КОТОРОМ ПРОИЗВЕДЕНА ОПЕРАЦИЯ

		В течение первых 3 месяцев	На 4 месяце	Свыше 4 месяцев	Неизвестно	Всего
Аборты, полностью произведенные в больнице	Число абортов . . .	46 267	71	54	3 366	49 758
	В % к итогу	93,0	0,1	0,1	6,8	100,0
Аборты у поступивших в состоянии выкидыша	Число абортов . . .	3 245	298	223	766	4 532
	В % к итогу	71,6	6,6	4,9	16,9	100,0
Все аборты	Число абортов . . .	49 512	369	277	4 132	54 290
	В % к итогу	91,2	0,7	0,5	7,6	100,0

Аборты больничные почти все производятся в течение первых трех месяцев беременности. Вполне понятна несколько повышенная доля поздних абортов среди поступивших с начавшимся абортом. Женщина, опоздавшая против законного срока аборта, и не идет в больницу, зная, что операции ей там не произведут; в этих условиях и учащаются случаи прибегания к кустарным, домашним средствам прерывания беременности, которые часто приводят женщину опять-таки в больницу, уже в качестве «поступившей с начавшимся абортом».

Заимствуем из работы Рёсле (E. Roesle)[1] распределение по срокам беременности абортов в Магдебурге. Как

[1] E. Roesle. Die Ergebnisse der Magdeburger Fehlgeburtenstatistik. Sonderabdruck aus dem statistischen Jahrbuch der Stadt Magdeburg für das Jahr 1927, S. 20.

можно видеть, там наблюдается совершенно иное распределение абортов.

Таблица 24. АБОРТЫ В МАГДЕБУРГЕ

	В течение первых 3 месяцев	На 4 месяце	На 5 месяце и выше	Неизвестно	Всего
Число абортов	1 853	1 381	1 162	300	4 696
В % к итогу	39,5	29,4	24,7	6,4	100,0

Достигаемое в наших условиях весьма благоприятное распределение абортов по срокам беременности, при котором аборты почти исключительно производятся на самых ранних месяцах, является следствием легализации аборта, доступности и почти полной, планомерно проводимой госпитализации. Германские города в этом отношении находятся в худших условиях. Между тем насколько серьезное влияние может оказать надлежаще проводимая госпитализация, можно видеть из следующих дан-

Таблица 25. СМЕРТНОСТЬ ОТ ПОСЛЕРОДОВОЙ СЕПТИЦЕМИИ НА 1000 РОДОРАЗРЕШЕНИЙ

Годы	Ленинград			Германские города с населением 100 000 и выше		
	от родильной горячки	от сепсиса после аборта	всего	от родильной горячки	от сепсиса после аборта	всего
1925	1,15	1,30	2,45	1,42	2,79	4,21
1926	0,74	0,90	1,64	1,25	2,63	3,88
1927	1,00	1,09	2,09	1,16	2,40	3,56
1928*	0,89	1,00	1,89	1,04	2,56	3,60

* Данные за 1928 г. предварительные, возможно неполные. Напоминаем, что в данной таблице коэффициенты вычислены по отношению к числу родоразрешений. При весьма близких по величине коэффициентах смертности от родильной горячки в Ленинграде и городах Германии мы имеем почти вдвое пониженные коэффициенты смертности от сепсиса после аборта. Такая пониженность смертности от сепсиса имеет, по-видимому, свою основную причину — создание в Ленинграде условий, позволяющих подавляющей массе населения производить аборт в благоприятных больничных условиях, чего при отсутствии легализации аборта в Германии достигнуть не удается.

ных, приводившихся многими авторами[1] за прежние годы и приводимых в настоящей статье по отношению к последнему году (см. табл. 25).

Кратко резюмируя изложенное в настоящей статье, мы приходим к следующим выводам:

1. Рождаемость в городском населении в последние годы почти повсеместно испытывает сильное понижение. Крупные города СССР в последние 2—3 года также вступили на этот путь.

2. За границей способами ограничения рождаемости являются в некоторой степени аборты, но, по-видимому, основным фактором является практика применения противозачаточных средств. В Ленинграде, надо полагать, главнейшую, преобладающую роль, по-видимому, играет аборт, и практика противозачаточных мероприятий еще не получила широкого развития.

3. Численность абортов в Ленинграде достигла высокой величины, причем в последний год число абортов значительно превысило число рождений.

4. Наиболее часто прибегает к аборту женщина из рабочего класса, где, по-видимому, применение противозачаточных средств не получило еще распространения. Наоборот, у служащих ограничение рождаемости пошло уже в известной степени этим путем.

5. Вместе с тем, ввиду значительно большей частоты беременностей у рабочих, процент прерванных искусственно беременностей у рабочих является пониженным по сравнению с иными классами населения.

6. Основным поводом к аборту, *по показаниям* женщин, подвергавшихся абортам, является экономический фактор — «недостаток материальных средств».

7. Среднее число абортов, приходящееся на 1000 несамодеятельных женщин, выше, чем такое же среднее у самодеятельных. Несамодеятельная женщина чаще подвергается операции аборта. Однако процент прерванных искусственно беременностей выше у самодеятельных женщин, чем у несамодеятельных.

[1] E. Roesle. Op. cit., S. 36—38; его же «Die Statistik des legalisierten abortus. Sonder abdruck aus «Zeitschrift fur Shulgesundheitspflege und soziale Hygiene», 1925, № 10, Berlin, S. 445.

С. А. Новосельский. Естественное движение населения в Ленинграде. Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики, № 15, 16, 20. В. В. Паевский. Аборты Москвы и Ленинграда.— В сб.: «Аборты в 1925 году», М., издание ЦСУ СССР, 1927.

8. Многодетность сама по себе имеет лишь второстепенное значение, как мотив к прерыванию беременности, причем это значение падает из года в год: процент бездетных женщин, подвергавшихся абортам, повышается.

9. Для операции аборта в Ленинграде созданы благоприятные условия. Аборт в подавляющей массе госпитализирован, проведение операции введено в строгие рамки в смысле срока беременности, на котором производится аборт. Подавляющая часть операций производится на первых трех месяцах.

10. Благоприятные условия производства аборта вызвали значительное понижение смертности женщин от сепсиса, причем в этом отношении Ленинград далеко оставил за собой германские крупные города.

БРАЧНОСТЬ И РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ[1]

В прежнее время статистика населения *проявляла большой интерес* к статистическому изучению браков и разводов. В настоящее время у нас в СССР можно наблюдать некоторое ослабление интереса к тем данным, какие получаются как результат статистики брачности и разводов. Вполне понятны причины такого понижения интереса. Дело в том, что статистическому изучению как всегда оказываются доступными лишь те явления, кои могут быть так или иначе подчинены планомерной и упорядоченной регистрации. С этой точки зрения, разумеется, не всякий брак и развод может сделаться счетной единицей статистического исследования, а лишь тот брак (или развод), который соответствующим образом оформлен в специальном государственном учреждении (ЗАГСе) и получил соответственную статистическую характеристику. Между тем в настоящее время с точки зрения действующих узаконений регистрация браков (и разводов) потеряла весьма значительную долю свойственной ей в довоенное время[2] принудительности. Главнейшие факторы принудительности регистрации — экономические последствия брака — оказываются независящими от регистрации или нерегистрации фактически существовавшего брака. В области имущественных взаимоотношений, например, или в области обязательств по содержанию детей отсутствие своевременной регистрации брака не снимает никаких обязательств с лиц, находившихся в фактическом брачном сожительстве[1], и, при спорных вопросах, налагает лишь обязательство доказывать тем или иным путем факт брачного сожительства.

Естественно, при подобных условиях, когда отпадает некоторая часть факторов, принуждающих к регистрации, и сама регистрация становится менее полной, менее отражающей сущность явления, можно с уверенностью, например, говорить о том, что число зарегистрированных за любой данный год браков в Ленинграде, конечно, не исчерпывает все заключенные в этом году фактические брачные сожительства. Подобная неизбежная дефектность регистрации браков и разводов, получившая особенное значение в послереволюционное время, и послужила причиной некоторого ослабления интереса к указанному виду статистики.

Было бы ошибкой, однако, на основании изложенных выше соображений отрицать значение современной статистики браков и разводов. Во-первых, сама громадность чисел браков и разводов и высокая величина соответствующих коэффициентов несомненно показывают, что подавляющая часть населения, даже в городах (а тем более в сельских местностях), продолжает регистрировать брачные союзы и их расторжения. Во-вторых, даже если считать современные данные о браках и разводах лишь частично исчерпывающими сущность явления, нужно помнить, что иных данных в нашем распоряжении нет (и едва ли они и могут быть), а потому перед статистиком-демографом должна стоять проблема: или вовсе отказаться от изучения столь важных и интересных явлений, как брак и развод, или пользоваться для такого изучения данными загсовской регистрации, считаясь с их возможной неполнотой. Мы решительно стали на этот второй путь.

Довоенные статистические данные, относящиеся к Петербургу, показывают весьма малую колеблемость годовых чисел брачности. Брачность в Ленинграде (если исключить периоды войны) весьма мало отклонялась от 6,0—6,5 на 1000 населения в год. По сравнению со всей

---

[1] Опубликовано в «Статистическом бюллетене» № 27, издание Ленинградского облисполкома, Л., 1930, стр. 125—131.

[2] Здесь и далее речь идет о первой мировой войне 1914—1918 гг.— *Прим. ред.*

[1] С 1944 г. это положение изменено.— *Прим. ред.*

тогдашней Европейской Россией (8,3 за 1907—1911 гг.) брачность в Петербурге была постоянно сильно пониженной.

Во время мировой войны брачность в Петрограде резко понизилась:

Годы	Число браков на 1000 населения
1914	6,0
1915	5,0
1916	4,7

но уже после Февральской революции мы имеем резкое повышение числа браков.

В дальнейшем при продолжающемся росте браков, к концу гражданской войны, Ленинград дал пример совершенно необычайной высоты коэффициента брачности.

Годы	Число браков на 1000 населения
1917	8,9
1918	14,4
1919	19,5
1920	27,7
1921	20,9

После 1921 г. полоса «послевоенной брачности» сменяется периодом более устойчивых коэффициентов брачности, характеризующих современный период. При этом во все последующие годы относительные числа браков остаются все время более чем вдвое повышенными против довоенных:

Годы	На 1000 населения
1922	14 9
1923	14,9
1924	12,4
1925	13,2
1926	13,6
1927	15,0
1928	16,5
1929	16,3

При этом самые последние годы вновь характеризуются новой волной повышения числа браков.

Весьма высокая современная брачность не является исключительной принадлежностью Ленинграда. Подобная высота брачной конъюнктуры свойственна, по-видимому, всему, главным образом городскому, населению СССР.

На 1000 НАСЕЛЕНИЯ ПРИХОДИТСЯ БРАКОВ

		1927 г.	1928 г.
РСФСР	Городское население (европейская часть)	12,5	13,0
	Сельское население	9,7	8,9
УССР	Городское население	12,6	12,2
	Сельское население	10,9	10,0
БССР	Городское население	11,0	10,9
	Сельское население	7,9	7,2

Более высокая брачность городского населения, таким образом, является общей для всех трех республик. Заметим, что из числа иных государств только в Германии мы можем наблюдать несколько повышенные по сравнению с довоенными коэффициенты брачности последних лет. Прочие страны, пережив период послевоенного повышения брачности, в настоящее время вернулись к довоенным величинам.

	1908–1913 гг.	1927 г.	1928 г.	1929 г.
Германия	7,8	8,5	9,2	9,2
Франция	7,9	8,3	8,3	8,1
Англия	7,6	7,5	7,7	7,9
Италия	7,7	7,4	7,9	6,9
США	10,2	10,2	—	—

Сопоставляя указанные данные с данными по СССР, и в частности по Ленинграду, необходимо все время иметь в виду указанную выше возможную неполноту регистрации фактической брачности. Подобная неполнота, разумеется, может предполагаться во всех странах, однако в Западной Европе, где с юридическим оформлением брака связывается почти вся совокупность последующих правовых и экономических последствий, надо полагать, неполнота эта выражена менее ярко. Поэтому наши коэффициенты следует, для приближения к изучению фактической брачности, повышать в гораздо большей мере, нежели западноевропейские. Принимая во внимание это замечание, приходится признать, что брачность в СССР, и в частности в Ленинграде, стоит на чрезвычайно высоком уровне.

Обращаясь к выяснению причин столь исключительно высокого уровня у нас брачности, по-видимому, прежде всего необходимо указать на общую правовую и экономическую структуру бытовых отношений в СССР. Имеющий большое значение в западноевропейских государствах страх перед возможностью оставить будущее потомство без средств к существованию у нас почти целиком отпадает. Между тем именно такие опасения и заставляют в других странах откладывать или вовсе отказываться от брака.

Однако, разумеется, не одной этой причиной объясняется высокий уровень брачности. Для того чтобы выяснить иные возможные факторы, следует прежде всего обратиться к более детальному рассмотрению самого явления.

Отметим прежде всего, что к объяснению высокого современного уровня брачности едва ли можно привлечь возрастную структуру брачащихся. По сравнению с довоенным периодом процент ранних браков не только не возрос, но, наоборот, довольно сильно понизился.

Таблица 1. ПРОЦЕНТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ВСТУПАЮЩИХ В БРАК

	До 21 года	21–25 лет	26–30 лет	31–35 лет	36 лет и выше	Итого
А. Мужчины						
1907—1909 гг	7,5	30,3	35,3	14,7	12,2	100,0
1929 г. . . .	6,9	41,5	25,6	11,0	15,0	100,0
Б. Женщины						
1907—1909 гг.	29,1	38,0	18,9	7,5	6,5	100,0
1929 г. . . .	25,2	40,1	18,2	8,5	8,0	100,0

Как среди мужчин, так и среди женщин процент лиц, вступающих в брак в возрасте до 21 года, сильно понизился, и, наоборот, сильно возрос процент лиц, вступающих в брак старше 35 лет. В остальных возрастах у женщин процентное соотношение почти не изменилось, у мужчин же можно отметить концентрацию брачащихся в возрасте 21—25 лет.

Основное влияние на высоту современного коэффициента брачности оказывает, по-видимому, совсем иная

причина — весьма высокая частота повторных браков. Данные табл. 2 характеризуют семейное состояние лиц, вступивших в брак в 1929 г.

Таблица 2. СЕМЕЙНОЕ СОСТОЯНИЕ ЛИЦ, ВСТУПИВШИХ В БРАК В 1929 г.

Семейное состояние мужчины	Семейное состояние женщины				Итого
	не состоявшие ранее в браке	вдовы	разведенные	неизвестные	
Холостые . .	18 280	669	2 603	24	21 576
Вдовцы . . .	616	326	322	1	1 265
Разведенные .	2 937	493	3 402	8	6 840
Неизвестные . .	20	6	7	22	55
Итого . .	21 853	1 491	6 334	55	29 736

Из указанной таблицы легко определить число таких браков, при которых обе стороны впервые вступают в брак, «чистых первых браков». Сопоставление процента таких «чистых первых браков» за довоенный и современный период показывает чрезвычайно резкое изменение семейного состава вступающих в брак. В то время, как до войны «чистые первые браки» составляли подавляющую часть всех браков (свыше 85%), в настоящее время эти браки составляют немногим более половины. Повторные браки, игравшие незначительную роль до войны, в настоящее время составляют около 40% всех браков.

При этом процент повторных браков, заключаемых овдовевшими, не только не возрос, но даже упал по сравнению с прежним временем, и, таким образом, в сущности рост числа повторных браков объясняется громадным увеличением числа брачащихся разведенных. В 1929 г. в 39% всех браков, заключенных в Ленинграде, хотя бы одна сторона вступила в брак после развода.

Таким образом, повышенная частота развода оказывается одной из важнейших причин высоты современной брачности. Действительно, как можно видеть из нижеприведенных данных, частота разводов достигла в Ленинграде весьма высокой величины.

Таблица 3. РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ

Годы	Число разводов	На 10 000 населения
1920	1 370	18,5
1921	1 980	23,9
1922	2 171	22,6
1923	3 755	34,4
1924	3 898	31,9
1925	4 306	31,2
1926	5 536	36,1
1927	16 008	98,4
1928	19 509	114,8
1929	20 747	113,6

Она далеко оставляет за собой частоту разводов в заграничных городах и вообще в западноевропейских странах. Наиболее высокий коэффициент разводов в США, где разводы выше, чем где бы то ни было, составил в 1927 г. 16,2 на 10 000 населения, т. е. был в 6—7 раз ниже, чем ленинградские коэффициенты последних лет.

Что на частоту разводов оказывает преимущественное влияние простота или сложность процедуры развода и освобождение развода от религиозных и иных ограничений, легко усмотреть из динамики разводов в Ленинграде. В 1927 г., когда процедура развода значительно упростилась (возможность разводиться по заявлению лишь

Таблица 4. ПРОЦЕНТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РАСТОРГНУТЫХ (ПУТЕМ РАЗВОДА) БРАКОВ ПО ИХ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЗА 1923—1929 гг.

Расторгнутые браки с продолжительностью	1923 г.	1924 г.	1925 г.	1926 г.	1927 г.	1928 г.	1929 г.
Менее 1 года . .	14,5	15,9	17,1	19,4	19,5	23,3	26,4
1 год	12,5	11,9	11,7	12,2	10,5	10,7	12,0
2 года	14,2	10,6	11,5	10,2	8,4	8,1	8,3
3—4 года . .	18,1	21,2	19,5	16,7	15,1	12,9	11,9
5—9 лет . .	16,4	17,6	21,0	25,8	27,3	26,4	22,5
10 лет и более	24,3	22,8	19,2	15,7	19,2	18,6	18,9
Всего . . .	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

одной стороны, не прибегая к суду), число разводов дало резкий скачок вверх (с 5 536 до 16 008).

Разводы в Ленинграде имеют свои особенности по сравнению с практикой разводов в иных странах. Значительное количество браков в Ленинграде расторгается спустя непродолжительный срок после заключения (см. табл. 4).

Оказывается, из числа всех разводов 26,4% падает на случаи расторжения браков с продолжительностью менее 1 года. При этом процент таких краткосрочных браков растет из года в год. Приводим более подробные данные о таких кратковременных браках.

Продолжительность брака перед разводом	Число разводов в 1929 г.
До 1/2 месяца	342
От 1/2 до 1 месяца	358
1—2 месяца	1 325
3—5 месяцев	1 545
6 месяцев — 1 год	1 887
Итого . . .	5 457

В иных странах (Германия, США) распределение расторгаемых браков по их продолжительности другое. В США, например, за 1927 г. случаи расторжения браков с продолжительностью менее 1 года составляли лишь 4,6% общего числа разводов. Наоборот, 32,8% всех разводов в Америке составляют разводы, происшедшие после 10 лет брачной жизни, тогда как в Ленинграде на долю таких разводов падает лишь 18,9%.

Разработка данных о числе имеющихся в момент развода детей показывает, что наличие детей, по-видимому, редко служит препятствием к разводу (см. табл. 5).

Около 42% всех разводящихся имели к моменту развода детей. Легко подсчитать, что свыше 12 500 детей претерпели то или иное нарушение семейного быта и уклада, вследствие разводов, произведенных в Ленинграде за один лишь 1929 г.

В заключение отметим два любопытных явления в ленинградской брачности.

В дореволюционное время законный брак обязательно оформлялся церковным обрядом. Можно полагать, что и в настоящее время есть некоторая доля браков, подвергающихся такому оформлению. У нас нет прямых данных для суждения о том, как велика эта доля. Мож-

Таблица 5. РАЗВОДЫ В ЛЕНИНГРАДЕ В 1929 г.

Количество детей у разводящихся	Число разводов	В % к итогу
Детей не было	12 179	58,7
1 ребенок	4 938	23,8
2 ребенка	2 076	10,0
3 ребенка	697	3,4
4 и более ребенка	310	1,5
Число детей не указано	547	2,6
Итого	20 747	100,0

но, однако, указать некоторые косвенные способы определения роли современного воздействия религиозных моментов на брак. Как известно, церковь в некоторые периоды года (посты) не допускает совершения обряда брака. В силу этого в дореволюционное время помесячные колебания брачности были весьма велики. Мы приводим параллельное сопоставление дореволюционных и современных помесячных коэффициентов брачности (вычисленных по расчету за год; см. табл. 6).

Даже беглый взгляд на приведенные помесячные данные дает понять, насколько более равномерно распределяются браки в течение года по сравнению с довоенным периодом. Еще более ясное представление о происшедших изменениях можно получить, если взять для сравнения средние числа браков за один день, высчитанные для каждого месяца в 1911—1913 гг. и в 1929 г.

Таблица 6. ПОМЕСЯЧНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ БРАЧНОСТИ. ЛЕНИНГРАД.

Месяцы	1911—1913 гг.	1929 г.
Январь	13,7	16,8
Февраль	10,6	17,6
Март	0,4	15,9
Апрель	10,4	14,9
Май	7,2	14,2
Июнь	4,2	16,0
Июль	6,4	15,5
Август	2,9	16,2
Сентябрь	6,5	16,7
Октябрь	7,1	17,1
Ноябрь	6,3	17,7
Декабрь	0,6	17,2
За год	6,4	16,3

В этом случае равномерность распределения по месяцам лучше всего измеряется коэффициентом изменчивости (вариации) помесячных средних.

Если для периода 1911—1923 гг. коэффициент изменчивости почти достигал 60% (59,6), то в настоящее время он упал до 7,5%. Заметим, что на этом пути освобождения от церковно-обрядовой стороны брака Ленинград значительно опередил, например, Украину, где (1927 г.) даже в городах с населением свыше 100 000 изменчивость равнялась 12,8%, в менее крупных (50 000—100 000 жителей) — 17,0%, еще в более мелких (20 000—50 000) — 27,3%, а в сельских местностях составляла 84,0%[1].

Статистическая разработка данных 1929 г. позволяет дать некоторые сведения о социальном составе вступающих в брак. К сожалению, отдаленность во времени последней переписи[2] и отсутствие тем самым удовлетворительных данных о социальном составе населения не позволяют определить интенсивность брачности в различных социальных группах. Дефектом разработки также является невозможность распределения по социально-классовому признаку значительных групп несамодеятельного населения (попадающего под рубрику «прочие»).

Отметим лишь, что, как показала разработка, в современном Ленинграде группы рабочих и служащих в довольно большом числе случаев образуют, вступая в брак, смешанные пары. Так, из 15 350 браков, заключенных мужчинами-рабочими, свыше 1 500 (10%) заключены с женщинами-служащими. В то же время женщины-работницы из общего числа 9 067 заключенных браков имели свыше 1 600 браков (18%) с мужчинами-служащими. Образование довольно значительного числа подобных смешанных семей в Ленинграде отмечалось уже и по данным семейной переписи 1926 г.[3].

[1] Б. Пустоход і М. Трацевский. Шлюбність на Україні, Киев, Демографічни збірник. Изд. Демографического института Украинской АН. Киев, 1926, стр. 124.

[2] Имеется в виду перепись 1926 г.— *Прим. ред.*

[3] См. В. В. Паевский. Семьи в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1929, № 22.

СРЕДНЯЯ РАЗНОСТЬ ВОЗРАСТОВ ЖЕНИХОВ И НЕВЕСТ[1]

Из числа различных средних величин, характеризующих динамику брачности, обращает на себя внимание своей относительной устойчивостью средняя разность между возрастами брачащихся (между возрастом жениха и невесты) и ее зависимость как от возраста жениха, так и от возраста невесты. За основу для получения указанной разности берется обычная комбинационная таблица повозрастных сочетаний вступающих в брак. Если полученные из этой таблицы значения всех возможных разностей между возрастами жениха и невесты для некоторого возраста жениха x обозначим через d_i, а число браков, дающих такую разность,— через H_i, то, принимая,что общее число женихов в возрасте x равно H, получим следующее выражение для искомой средней разности:

$$d_x = \frac{\Sigma d_i H_i}{H}.$$

В табл. 1 приведены повозрастные значения вышеуказанной разности для Ленинграда по наблюдениям за 1920, 1921 и 1922 гг., а также взвешенная средняя за эти три года[2].

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского губстатотдела». 1924, № 7, стр. 38—41.

[2] Значения разности за календарный год приведены лишь для возрастов наиболее интенсивной брачности, для возрастов же старше 39 лет указаны значения лишь для средних из каждой пятилетней группы возрастов.

Таблица 1

Возраст жениха	Средняя разность между возрастом жениха и невесты, распределенная по возрасту жениха*					Возраст невесты	Средняя разность между возрастом жениха и невесты, распределенная по возрасту невесты			
	1920 г.	1921 г.	1922 г.	средняя 1920—1921—1922 гг.	выравненная средняя		1920 г.	1921 г.	1922 г.	средняя 1920—1921—1922 гг.
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
19	−1,62	−1,31	−1,60	−1,48	−1,60	16	8,06	8,17	7,88	8,06
20	−0,81	−1,16	−1,06	−1,00	−1,00	17	7,91	7,66	7,96	7,85
21	−0,40	−0,37	−1,00	−0,40	−0,40	18	6,91	6,50	6,83	6,74
22	0,32	0,41	−0,18	0,21	0,20	19	6,53	6,32	6,49	6,45
23	1,04	0,88	0,48	0,83	0,80	20	6,18	5,95	5,86	6,02
24	1,66	1,58	1,27	1,52	1,40	21	5,59	5,76	5,91	5,74
25	2,30	2,09	1,67	2,05	2,00	22	5,51	5,38	5,24	5,39
26	2,81	2,81	2,50	2,72	2,60	23	5,17	5,16	4,93	5,10
27	3,35	3,40	2,89	3,24	3,20	24	4,95	4,91	4,45	4,80
28	3,88	3,82	3,47	3,75	3,80	25	4,50	4,94	4,36	4,67
29	4,31	4,32	3,99	4,23	4,40	26	4,67	4,14	4,21	4,36
30	4,58	4,64	4,09	4,46	5,00	27	4,47	4,17	4,32	4,34
31	4,88	5,32	5,15	5,10	5,60	28	4,48	3,78	3,36	3,96
32	6,00	6,03	5,79	5,96	6,20	29	4,47	3,48	3,29	3,81
33	6,70	6,67	6,42	6,61	6,80	30	4,45	4,41	3,99	4,31
34	6,29	6,99	6,88	6,69	6,72	31	4,39	3,88	2,83	3,75
35	7,15	7,70	7,93	7,52	7,16	32	3,61	3,24	3,22	3,88
36	7,59	7,69	7,39	7,57	7,60	33	3,76	3,28	2,73	3,32
37	8,14	7,99	8,59	8,22	8,03	34	2,79	3,55	2,70	3,01
38	8,37	9,06	8,26	8,58	8,47	35	4,12	2,59	2,13	3,11
39	8,36	8,66	8,59	8,51	8,91	36	2,75	3,25	2,60	2,86
42	9,98	10,32	10,46	10,22	10,22	37	2,49	3,48	2,25	2,74
47	13,12	12,27	12,73	12,76	12,41	38	2,58	1,75	1,80	2,14
52	14,85	15,18	14,19	14,77	14,59	39	1,48	1,23	2,31	1,64
57	16,79	15,24	14,57	15,54	16,77	42	1,17	1,51	1,53	1,39
65	19,95	19,82	22,70	20,91	20,27	47	−0,86	0,03	2,39	−0,20
						52	−1,56	−2,20	−2,78	−4,05
						57	−4,77	−5,05	−3,46	−4,53
						65	−9,53	−9,29	−8,21	−9,02

* Значения разности по годам приведены лишь для возрастов наиболее интенсивной брачности, для возрастов же старше 39 лет указаны значения лишь для средних из каждой пятилетней группы возрастов.

Из приведенной таблицы видно, что рассматриваемая разность изменяется в тесной зависимости как от возраста жениха, так и от возраста невесты. Эта зависимость может быть выражена математической функцией. Что касается вида этой функции, то на этот счет могут быть

различные мнения. Книббс (G. H. Knibbs)[1] из наблюдений над брачностью в Австралии делает вывод, что означенная функция, выражаясь некоторой кривой в возрастах наиболее интенсивной брачности, лишь приблизительно с возраста 42,5 лет для жениха и 32,5 лет для невесты достаточно удовлетворительно может быть выражена линейной функцией вида

$$D_1 = -1{,}745 + 0{,}266x \quad 42{,}5 < x < 67{,}5;$$

$$D_2 = 1{,}76y \quad 32{,}5 < y < 60,$$

где x и y — соответственно возрасты жениха и невесты.

Казалось бы (в особенности по наблюдениям над брачностью в Ленинграде), нет особой необходимости прибегать к нелинейным функциям для аналитического выражения зависимости разности от возраста. Как показали вычисления[2], эту зависимость можно вполне удовлетворительно выразить некоторой прямой, вернее, совокупностью двух прямых (полученных методом наименьших квадратов).

$$y = 0{,}6x_1 - 13 \quad \text{при} \quad 19 < x_1 < 33 \quad \text{I прямая}$$

$$y = 0{,}437\,x_1 - 8{,}13 \quad \text{при} \quad 33 < x_1 < 65 \quad \text{II прямая}$$

для возраста жениха (x_1) и

$$y = 10{,}35 - 0{,}214\,x_2 \quad \text{при} \quad 16 < x_2 < 42 \quad \text{III прямая}$$

$$y = 15 - 0{,}35\,x_2 \quad \text{при} \quad 42 < x_2 < 65 \quad \text{IV прямая}$$

для возраста невесты (x_2).

Как мы видим, при расположении разности по возрастам жениха происходят следующие ее изменения. В самых молодых возрастах жениха разность имеет отрицательную величину, т. е. невеста в среднем старше жениха. Около 22 лет (21,7) средний возраст невесты сравнивается с возрастом жениха (разность обращается в 0). Дальше разность, получая положительные значения, все время возрастает, следуя прямой I, до возраста 33 лет, в котором замечается некоторый перегиб, и дальнейшее возрастание разности идет уже более медленным темпом, следуя значениям прямой II и все время продолжая увеличиваться по абсолютному значению. При расположении по возрастам невесты мы имеем другую картину. Наибольшую положительную величину разность эта имеет в самом молодом брачном возрасте невесты — 16 лет, а затем эта разность все время непрерывно убывает, сначала согласно прямой III, а затем, достигнув приблизительно возраста 42 лет, где средний возраст жениха сравнивается с возрастом невесты, принимает отрицательную величину (жених в среднем моложе) и убывает затем в соответствии с прямой IV вплоть до конца таблицы.

Как можно видеть из сравнения трех годов наблюдения, разность эта является для данного возраста величиной весьма устойчивой во времени. Значения ее весьма незначительно колеблются из года в год, и даже эти колебания скорее всего происходят за счет неполноты основного материала. (В старших возрастах некоторые сочетания возрастных комбинаций дают лишь 1—2 случая, из которых и получается средняя величина.) Интересно то обстоятельство, что устойчивость этой разности наблюдается не только во времени, но и по отношению к различным народностям. Из табл. 2, где сопоставлены значения разностей для таких различных территорий, как Саксония, Ольденбург, Австралия и Ленинград, видно, что разность эта и здесь продолжает оставаться заключенной в весьма тесных пределах.

Таблица 2

Возраст жениха	г. Ленинград	Саксония	Италия	Ольденбург	Австралия
19	— 1,48	—2,09	—1,61	—	—1,14
20	— 1,00	—1,45	—0,61	—4,70	—0,64
23	0,83	0,26	1,30	—2,20	0,88
27	3,24	2,57	3,87	1,00	2,81
32	5,96	4,71	—	4,80	5,19
37	8,22	6,80	—	8,80	7,45
42	10,22	8,44	—	11,80	9,37
47	12,76	9,40	—	13,70	10,76
52	14,77	—	—	—	12,10
57	15,54	—	—	—	13,42
65	20,91	—	—	—	15,55

[1] Цитировано по Czuber. Mathematische Bevölkerungstheorie, Leipzig, 1923, S. 176.

[2] См. графы 5 и 6 табл. 1.

Такая устойчивость этой разности, как во времени, так и по отношению к самым разнохарактерным народностям, и такое единообразие в ее изменениях сообразно возрасту показывают, что на величину этой разности территориальные изменчивые социально-экономические факторы если и влияют, то в весьма слабой степени. Причины ее, вероятно, лежат много глубже, в самой сущности человеческой природы, почему мы можем с достаточным основанием причислить величину указанной разности к числу тех величин, которые играют основную роль в биометрии, и с полным правом считать ее биометрической функцией.

ЭКОНОМИЧЕСКОЕ ЗНАЧЕНИЕ КОЛЕБАНИЙ ОБЩЕЙ СМЕРТНОСТИ[1]

Постепенное понижение общей смертности, наблюдаемое за последнее время во всех культурных странах, не раз побуждало ставить вопрос о том, как может отразиться подобное понижение смертности на общей экономике страны. Дело в том, что общее понижение смертности происходит главным образом в результате понижения смертности детских и юношеских возрастов, в то время как смертность возрастов рабочих в эти же периоды или очень мало понижается, или даже повышается. Примером может служить изменение смертности мужского населения Европейской России, где в 1907—1908 гг. получается следующее возрастание (+) или убывание (−) повозрастной смертности, сравнительно с ожидаемой по коэффициентам для 1896—1897 гг.[2].

Таблица 1

Возрастные группы	0—5	5—15	15—25	25—35	35—45	45—55	55—65	65—75	75 и выше
Процентное возрастание или убывание чисел умирающих	−18,7	−19,2	+3,3	−0,1	+8,5	+8,9	+4,4	+0,3	+13,6

[1] Опубликовано в «Бюллетене Ленинградского губстатотдела», 1924, № 9, стр. 38—40.

[2] С. А. Новосельский. Смертность и продолжительность жизни в России, стр. 183, а также стр. 175 (мужское население Англии). У женщин в силу меньшей их экономической активности обычно такого явления не наблюдается.

Такое изменение смертности, сохраняющее жизнь главным образом экономически неактивным группам населения, позволяет некоторым исследователям говорить об экономической невыгодности общего уменьшения смертности, как фактора, понижающего процент производительной части населения.

В последнее время известный итальянский статистик-экономист Мортара[1] при сравнительном рассмотрении таблиц смертности различных национальностей установил весьма интересный факт, который позволяет подойти к решению данного вопроса с совершенно новой стороны. Сущность факта, подмеченного Мортара, заключается в следующем: пусть символом ${}_{(n)t}E_0$ обозначается отсроченная на n лет, временная до возраста t лет, средняя жизнь при рождении, или, другими словами, математическое ожидание числа лет, которое проживет новорожденный в промежутке между возрастами от n до t лет, определяемое по формуле

$$ {}_{(n)t}E_0 = \frac{l_n}{l_0}\left(E_n - \frac{l_t}{l_n}E_t\right), $$

где l_0 — число родившихся, лежащее в основе таблицы, l_n — число доживших до возраста n, а E_n и E_t — соответственно средняя жизнь в возрастах n и t лет.

При этих условиях Мортара устанавливает следующие закономерности:

1. Ожидаемая при рождении средняя жизнь в промежутке между возрастами 15 и 60 лет всегда составляет

Таблица 2

Страны и годы	Германия, 1891—1900	Англия			Франция, 1898—1903	Италия, 1899—1902	Австрия, 1900—1901	Голландия, 1890—1899
		1891—1900	1901—1910	1910—1912				
Величина K	0,62	0,62	0,62	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61

[1] G. Mortara. Lezioni di Statistica Economica e Demografica dettate nel R. Instituto Superiore di Studi Commerciali in Roma, 1919—20, Roma, 1920.

большую часть всей средней жизни новорожденного (превышает половину всей средней жизни).

2. Отношение этих двух величин для различных стран и эпох составляет величину постоянную и равную приблизительно 0,6.

Из первого положения вытекает следующее заключение: всякое понижение общей смертности, увеличивающее среднюю продолжительность жизни новорожденного, тем самым в большей степени увеличивает ожидаемую среднюю жизнь в экономически активных (15—60) возрастах, чем в группах возрастов старческих и детских, и, следовательно, сопровождается увеличением относительного числа рабочих лет всего населения.

Второе положение подводит весьма любопытный математический фундамент к первому закону, принимая в наших обозначениях вид:

$$ K = \frac{{}_{(15)60}E_0}{E_0} = 0{,}6. $$

Справедливость последнего равенства была проверена автором по таблицам смертности весьма различных стран и эпох, и нужно удивляться, с какой точностью этот закон сохраняет свою силу при самых разнообразных изменениях смертности и самой величины средней продолжительности жизни для разных наций.

Произведенные нами сопоставления различных русских и иностранных табличных данных дали, как это видно из табл. 2, также вполне согласующиеся с законом

Бельгия, 1891—1900	Европейская Россия, 1896—1897	Украина, 1896—1897	Дания, 1895—1900	Швеция, 1891—1900	Норвегия, 1891—1900	Норвегия, 1901—1910	г. Ленинград, 1910—1911	г. Ленинград, 1920	Бреславль, 1906—1910
0,61	0,60	0,60	0,60	0,59	0,59	0,59	0,62	0,61	0,60

величины. Если добавить к этой таблице данные, полученные самим автором путем рассмотрения таблиц для

таких несходных с Европой по условиям жизни стран, как Индия (0,59), Австралия (0,61) и Япония (0,61), то можно видеть, что закономерность эта почти не зависит ни от страны, ни от эпохи наблюдения, ни от вариаций общей смертности. Величина K изменяется в весьма тесных пределах, от 0,59 до 0,62, в то время как величина средней продолжительности жизни для этих же таблиц колеблется от 23,5 лет (Ленинград, 1920 г.) до 56,3 (Норвегия, 1901—1910 гг.). Можно сказать поэтому, что величина K не является, как все другие табличные числа, величиной, характеризующей смертность данной страны и данной эпохи, а представляет собой постоянную величину.

Весьма трудно пока дать точное объяснение тех незначительных колебаний, которые испытывает величина K. Можно предполагать, что более высокая величина K — для мужского пола — определяется повышенной смертностью мальчиков по сравнению с девочками. Точно так же устойчиво низкое K для Скандинавских стран, по-видимому, находится в связи с относительно высокой жизнестойкостью детей в этих странах.

Во всяком случае, теория Мортара дает убедительные доводы в пользу экономической выгодности для страны понижения общей смертности.

ИЗМЕРЕНИЕ СМЕРТНОСТИ ГРУДНЫХ ДЕТЕЙ[1]

Одним из наиболее объективных показателей, характеризующих степень полезности того или иного учреждения охраны детей, или даже того или иного отдельного мероприятия, является тот показатель, который измеряет смертность детей, находящихся в данном учреждении или подвергнутых действию данного мероприятия. С этой точки зрения необходима прежде всего возможность сравнения между собой смертности детей в двух различных группах: желательно иметь возможность сравнить смертность детей, находящихся в данном учреждении, и в обычных условиях. Не менее существенна возможность сравнения между собой смертности в отдельных учреждениях.

Для возможности осуществления этих основных требований необходимо непременное соблюдение двух условий, которым и должен удовлетворять искомый показатель смертности.

1. Показатель, измеряющий смертность в испытуемом учреждении, должен выражаться в тех же единицах и иметь тот же смысл, как и показатели, принятые в общей статистике населения, которая уже с давних пор разрешила задачу взаимной сравнимости своих данных, путем принятия единообразных мер.

2. Показатель, измеряющий смертность в отдельных учреждениях, должен получаться в результате единообразных принципиальных положений, положенных в осно-

[1] Опубликовано в журнале «Охрана материнства и младенчества», Л., 1925, № 2, стр. 132—140.

ву его исчисления. Эти принципиальные положения должны быть взяты с таким расчетом, чтобы они опять-таки если и не были бы совершенно идентичными с теми, которые принимает в своих измерениях общая статистика, то, во всяком случае, были бы по возможности аналогичны им, видоизменяясь от случая к случаю таким же образом, как изменялась бы общая статистика, поставленная в заданные структурой учреждения условия.

Первое из поставленных требований — измерение детской смертности в учреждениях такими же мерами и показателем того же смысла, каким измеряется общая смертность грудных детей, — удовлетворяется введением понятия «вероятности смерти ребенка в возрасте 0—1 год», как мерила испытуемой смертности. Введение именно такой величины диктуется как соображениями ее общепринятости в международной статистике, так и рядом других соображений. Такая величина не вызывает сомнений в своем толковании, удобна для вычисления и, наконец, что самое важное, имеет смысл в отношении как любого числа детей, так и любого календарного промежутка времени, на основании которого она выведена. Она не изменяется в два, в три раза с увеличением времени наблюдения в два, в три раза, она не увеличивается в двенадцать раз при переходе от периода наблюдения в один месяц к периоду наблюдения в один год; при всяких периодах наблюдения — от самых незначительных (1—2 месяца) до периодов наблюдения в десятки лет — она сохраняет порядок своей величины. Так, если по наблюдениям одного месяца мы заметим, что смертность грудных детей выражается вероятностью 0,138 или что на каждых 100 детей умирает, не дожив до одного года, 13,8, то в случае перехода к периоду наблюдения в год, десятки лет при условии отсутствия существенных изменений смертности, мы не получим величину, в двенадцать раз большую, а будем получать все ту же величину — 13,6; 13,2; 14,8 и т. п., т. е. величину, изменившуюся лишь настолько, насколько средняя смертность за все 12 месяцев была больше или меньше смертности за наблюдаемый раньше месяц. Итак, смертность грудных детей измеряется числом тех детей, которые умирают из каждых ста родившихся, не дожив до возраста одного года, или, что то же, вероятностью смертности ребенка в возрасте до одного года.

Второе поставленное условие — целесообразный выбор основных положений для вывода величин вероятности — требует некоторых разъяснений. Детская смертность на протяжении первого года жизни терпит колоссальные изменения. Если сравнить вероятность смерти для ребенка на первом дне его жизни и, например, на шестом, то мы получим почти всегда в первом случае вероятность смерти, в 8—9 раз большую; если мы сравним смертность на первой неделе жизни и на четвертой, то в первом случае получим величину, в 5—6 раз большую, чем во втором; если мы сравним смертность на первом месяце жизни ребенка и на двенадцатом, то опять-таки в первом случае мы получим смертность, в 5—6 раз большую, чем во втором. Предположим теперь, что нам требуется сравнить постановку дела в двух однородных учреждениях и мы желаем в качестве мерила взять величину смертности одного и другого учреждения. Пусть в первом учреждении, в силу ли случайности или просто местных условий, мы будем в подавляющем числе случаев иметь детей в возрасте 0—5 месяцев, а во втором в столь же подавляющей части — детей в возрасте 6—11 месяцев. Ясно, что при всех прочих равных условиях, при совершенно одинаковой постановке дела, мы все же всегда будем в первом учреждении иметь смертность, в весьма значительной мере превышающую смертность во втором учреждении. Различие возрастного состава определяет и различия смертности, и смертность уже не сможет нам служить показателем различия постановки дела — она будет показывать лишь различие возрастного состава; это различие скроет все остальные различия. Отсюда следствие: при измерении смертности мы должны элиминировать различия возрастного состава. Это должно служить первым принципиальным положением при исчислении смертности.

Второе и не менее важное положение должно заключаться в элиминировании текучести состава исследуемого учреждения. Не безразлично с точки зрения измерения смертности, пробыл ли в учреждении ребенок весь тот период календарного времени (например, период с 1 января по 1 июля), который взят для наблюдения, или же он провел лишь несколько дней в течение этого периода. Понятно, что только проведенное в учреждении время может идти в расчет при определении смертности. Вполне

понятно (из тех соображений о влиянии возраста на смертность, которые были приведены выше), что оба эти фактора — возраст и время, проведенное в учреждении под наблюдением,— должны учитываться совместно. Не так существенно само по себе обстоятельство изменения состава учреждения, в смысле изменения населяющих его индивидуумов, как то обстоятельство, что место выбывшего шестимесячного ребенка может занять ребенок двухмесячный. Из этого положения вытекает необходимость сводки наблюденных данных одновременно по двум признакам — времени, проведенному под наблюдением, и возрасту ребенка за это время. С этой точки зрения находит свое логическое объяснение учет проведенного под наблюдением времени не как календарного времени, а как времени возраста. Ниже будут указаны технические способы такого учета.

Таковы два главных принципиальных требования, которые должны лежать в основе учета смертности. Выбор того или иного метода учета относится уже к категории вопросов техники статистического исчисления; однако и к роду метода могут быть предъявлены некоторые требования. Одно из основных подобных требований есть требование простоты метода. Метод должен быть настолько прост, чтобы вычисление сообразно предложенной схеме отнимало бы возможный минимум времени и было бы доступно для любого детского дома, для любой консультации, не требуя особой статистической квалифицированности от вычислителя. Математика, в случаях, когда необходимо добиться возможной простоты вычисления, предлагает обращаться к методам приближенного исчисления. Сущность всякого приближенного метода заключается в том, что мы заранее определяем потребную нам точность, дальше которой идти не нужно. Как оказывается, в таком случае почти всегда можно добиться значительных упрощений в вычислениях. Такой же способ мы прилагаем и в данном вопросе.

Практический ход работ по вычислению смертности должен складываться следующим образом. Для возможности учета возраста и проведенного под наблюдением времени необходимо по отношению к каждому индивидууму иметь определенный ответ на следующие вопросы:

1. Дата рождения. В некоторых случаях (подкидыши и т. п.) вместо даты рождения может иметься возраст ребенка к некоторому определенному моменту, из которого и определяется примерная дата рождения.

2. Дата вступления под наблюдение.

3. Дата выхода из-под наблюдения — при условии выхода живым (только по отношению к оставшимся в живых за все время наблюдения).

4. Дата смерти (только по отношению к умершим до одного года).

Обычно все эти сведения имеются на индивидуальной карточке, индивидуальном листке или, вообще говоря, на каком-либо документе, сопровождающем ребенка.

Для вычисления смертности детей необходимо прежде всего установление твердых границ того календарного промежутка времени, за который мы хотим измерить смертность. Пусть, например, таким периодом будет первое полугодие 1925 г. Тогда на основании вышеупомянутых дат, с одной стороны, и границ взятого календарного периода — с другой, мы имеем возможность получения для каждого ребенка следующих группировочных признаков:

1) возраст ребенка в момент вступления под наблюдение;

2) возраст ребенка в момент выхода из-под наблюдения;

3) возраст ребенка в момент смерти.

Все эти возрасты по возможности следует выражать в днях. Соблюдение этого правила безусловно обязательно по отношению к возрасту, меньшему одного месяца.

Понятие «возраст в момент вступления» требует некоторых разъяснений. Не вызывает сомнения это понятие в том случае, если ребенок вступил под наблюдение в течение указанного периода, например в один из дней между 1 января и 1 июля 1925 г. По отношению же ко всем тем лицам, которые уже находились под наблюдением к моменту начала периода, т. е. к 1 января 1925 г., моментом вступления следует считать именно 1 января 1925 г. и определять возраст поступления, как именно тот возраст, который наблюдается у ребенка 1 января 1925 г. Отдельно следует учитывать тех детей, которые родились в период наблюдения; общее число таких детей должно составлять особую группу, место которой в вычислении будет указано далее. По отношению к понятию «возраст при выходе из-под наблюдения» необходимо также пояс-

нение. Если ребенок до конца периода наблюдения, т. е. до 1 июля в нашем примере, оставался в учреждении или вообще под наблюдением, то моментом выбытия его нужно считать именно 1 июля 1925 г. и к этому моменту и определять его «возраст в момент выбытия».

Размеченный по указанным двум статистическим признакам — возрасту при вступлении и возрасту при выходе (или смерти) — материал (индивидуальные листы) должен быть затем подвергнут сводке, т. е. должна быть составлена таблица, подобная табл. 1[1].

Таблица 1

Возраст в днях	Число поступивших в данном возрасте под наблюдение	Число выбывших в данном возрасте из-под наблюдения	Число умерших	Число доживших до начала возрастного периода
0—4	7	—	—	x
5—9	93	2	2	7
10—14	441	12	7	96
15—29	908	51	16	518
30—59	426	133	12	1 359
60—89	203	153	21	1 640
90—119	203	208	11	1 669
120—149	188	187	19	1 653
150—179	171	174	14	1 635
180—209	169	183	11	1 618
210—239	134	170	15	1 593
240—269	121	161	11	1 542
270—299	76	190	15	1 491
300—329	55	334	5	1 362
330—365	43	307	10	1 078
1 год и выше	—	804	—	804

На основании такой таблицы (которая состоит из первых четырех граф вышеприведенной таблицы) мы легко путем простых сложений и вычитаний строим еще одну дополнительную графу — число доживших под наблюдением до начала любого возрастного периода (см. табл. 2). Действительно, как мы видим из первой

[1] Данные за 1924 год по 15-му пункту охраны материнства и младенчества в Ленинграде собраны и разработаны [д-ром] А. Н. Типольт.

строки, в возрасте 0—4 дня вступило под наблюдение 7 детей, не выбыло и не умерло ни одного, в результате остались (дожили до начала следующего периода, т. е. до 5 дней) все 7 детей; в течение периода 5—9 дней к этому числу прибавилось 93 ребенка и из них выбыло 2 и умерло 2 — осталось (дожило до начала следующего периода, т. е. до 10 дней) 96 человек, и т. д. до конца таблицы.

В остающееся пустое место (x) должно быть помещено число родившихся под наблюдением детей, о котором говорилось выше.

Из этой таблицы, составить которую нетрудно и которая связана с минимальными вычислениями, можно получить все необходимые величины, измеряющие смертность детей в детских учреждениях.

Ранее мы говорили, что предполагаем вести вычисления по приближенному методу; точность полученных данных, как показал опыт, вполне удовлетворительна и дает возможность значительно упростить вычисления.

В основе наших вычислений будет лежать некоторое предположение, которое статистическая практика всех страховых учреждений подтверждала и подтверждает при всех достаточно больших числах наблюденных случаев. Возьмем какой-нибудь из данных в таблице возрастных периодов, например период от 150 до 179 дней. Нас интересует вопрос, какое число детей мы должны считать прожившими полностью этот возрастной период под наблюдением. Несомненно, если нам известно, что до начала этого периода дожили 1635 детей и в течение всего периода выбыли из-под наблюдения 174, то 1635—174 = =1461 прожили этот возрастной период полностью. Иначе решается вопрос относительно прибывших 171 и выбывших 174. Эти дети тоже жили под наблюдением известное число дней из данного периода, но полностью они его не прожили. Какую же часть его они прожили под наблюдением? Ответ на это может быть получен двояким путем. Можно проследить каждого отдельного прибывшего и выбывшего ребенка и подсчитать, сколько дней в указанном возрасте он прожил под наблюдением. Этот способ при сколько-нибудь большом числе случаев весьма затруднителен, вследствие кропотливости исчислений, с ним связанных. Другой способ, в котором на помощь приходят приближенные методы статистического исчисле-

ния, заключается в следующем: мы просто предполагаем, что в течение каждого рассматриваемого возрастного периода дети как прибыли, так и выбыли равномерно; некоторые пробыли меньше половины срока, другие больше, но в среднем можно считать, что как прибывающие, так и выбывающие дети пробывают половину срока. Таким образом, мы прямо считаем, что 171 ребенок прибывший и 174 выбывших ребенка пробыли по половине возрастного срока, а значит, вместо того, чтобы брать 171 ребенка и считать, что они пробыли полсрока, можно взять $171 : 2 = 85{,}5$ детей и считать их пробывшими полный срок. Точно так же мы берем в рассмотрение $174 : 2 = 87$ выбывших детей и считаем, что они также пробыли полный срок. Эти два количества и нужно прибавлять ко взятому ранее числу 1461 детей, пробывших, вне сомнения, полный срок. Итак, общее число детей, пробывших полный срок, будет:

$$1635 - 174 + 85{,}5 + 87 = 1633{,}5,$$

т. е., еще упрощая:

$$1635 + 85{,}5 - 87 = 1633{,}5.$$

Получаем правило: чтобы получить число детей, проживших под наблюдением полный возрастной срок, мы должны взять число доживших до начала этого срока детей, прибавить к нему половину поступивших за этот срок детей и вычесть половину выбывших (живыми) за этот срок детей[1]. Получаем новую графу, которая заполняется весьма просто.

Дальнейшая задача — определение вероятности смерти в том или ином возрасте (см. табл. 3). Решение ее не представляет затруднений. Достаточно каждое число из последней графы («Умерли») разделить на соответствующее число предпоследней графы (прожили полный срок). В сущности задача решена. Мы имеем вероятности смерти в каждом отдельном возрастном периоде. Умножая их на 100, мы можем получить те же вероятности в процентах.

Обычно, однако, отдельные возрастные периоды мало интересуют работников практики. Для них важно полу-

[1] Еще раз напоминаем, что предложенный метод — способ приближенный, точное отражение вероятности смерти можно получить, точно подсчитав число дней возраста, прожитых каждым ребенком в каждом возрастном периоде.

Таблица 2

Возраст в днях	Дожили до начала срока	Половина прибывших	Половина выбывших	Прожили полностью весь срок	Умерли
0—4	0	3,5	0,0	3,5	0
5—9	7	46,5	1,0	52,5	2
10—14	96	220,5	6,0	310,5	7
15—29	518	454,0	25,5	946,5	16
30—59	1 359	213,0	66,5	1505,5	12
60—89	1 640	101,5	76,5	1665,0	21
90—119	1 669	101,5	104,0	1666,5	11
120—149	1 653	94,0	93,5	1652,5	19
150—179	1 635	85,5	87,0	1633,5	14
180—209	1 618	84,5	91,5	1611,0	11
210—239	1 593	67,0	85,0	1575,0	15
240—269	1 542	60,5	80,5	1522,0	11
270—299	1 491	38,0	95,0	1434,0	15
300—329	1 362	27,5	167,0	1222,5	5
330—365	1 078	21,5	153,5	946,0	10

Таблица 3

Возраст в днях	Вероятность смерти в течение данного возрастного периода	Из 100 доживших до начала периода умирает в течение всего периода
0—4	0,00000	0,000
5—9	0,03809	3,809
10—14	0,02254	2,254
15—29	0,01690	1,690
30—59	0,00797	0,797
60—89	0,01261	1,261
90—119	0,00660	0,660
120—149	0,01150	1,150
150—179	0,00857	0,857
180—209	0,00683	0,683
210—239	0,00952	0,952
240—269	0,00723	0,723
270—299	0,11046	11,046
300—329	0,00409	0,409
330—365	0,01057	1,057

чить одну цифру, одну величину, которая характеризовала бы смертность данного учреждения и которую можно было бы сравнить с соответствующей величиной для города. Иными словами, важно получить ответ на вопрос: какой процент детей доживает в учреждениях до одного года? Для разрешения этого вопроса берем в рассмотрение какое-нибудь круглое число родившихся, например 100, 1000 и т. п., и стараемся выяснить, сколько из него доживет до одного года. Проделаем это на нашем примере (см. табл. 4).

Таблица 4

Возраст в днях	Число доживших до указанного возраста	Из данного числа доживших умрет, не достигнув следующего (в таблице) возраста	Доживет до следующего (по таблице) возраста
0	100,000	0,000% от 100,000=0,000	100,000—0,000=100,000
5	100,000	3,809% „ 100,000=3,809	100,000—3,809= 96,191
10	96,191	2,254% „ 96,191=2,168	96,191 —2,168= 94,023
15	94,023	1,600% „ 94,023=1,589	94,023—1,589= 92,434
30	92,434	0,797% „ 92,434=0,737	92,434—0,737= 91,697
60	91,697	1,261% „ 91,697=1,156	91,697—1,156= 90,541
90	90,541	0,660% „ 90,541=0,598	90,541—0,598= 89,943
120	89,943	1,150% „ 89,943=1,034	89,943—1,031= 88,909
150	83,909	0,857% „ 88,909=0,762	88,909— 0,762=88,147
180	88,147	0,683% „ 88,137=0,602	88,147— 0,602=87,545
210	87,545	0,952% „ 87,545=0,833	87,545— 0,833=86,712
240	86,712	0,723% „ 86,712=0,627	88,712— 0,627=86,085
270	86,085	1,046% „ 86,085=0,900	86,085— 0,900=85,185
300	85,185	0,409% „ 85,185=0,348	85,185— 0,348=84,837
330	84,837	1,057% „ 84,837=0,896	84,837— 0,896=83,941
1 год	83,941		

Итак, доживает до конца первого года жизни из каждых 100 родившихся 83 941. Значит, умирает за весь первый год 16,059 человек. Это и есть цифра, характеризующая детскую смертность в данном детском учреждении.

Эта величина подлежит сравнению с общегородской цифрой смертности. Укажем еще одно обстоятельство. В тех случаях, когда данные общегородской статистики не сведены в относительные величины, вычисление общегородской детской смертности можно для сравнения со смертностью испытуемого учреждения вычислить приближенно следующим образом. Пусть нам нужно вычислить

коэффициент смертности грудных детей для некоторого города за 1924 г. Берем в рассмотрение три примерных числа:

1. Число детей, умерших в 1924 г. в возрасте 0—1 год — 5600
2. Число родившихся в течение 1924 г. —30000
3. Число родившихся в течение 1923 г. —36000

Если взять две трети числа родившихся в 1924 г. и одну треть числа родившихся в 1923 г., то полученная сумма этих двух чисел будет весьма близко подходить к тому числу родившихся, из которых получаются смертные случаи грудных детей 1924 г.

Поэтому делением одного числа (5600) на полученное (32 000) получим вероятность смерти для общегородских детей, равную 0,175, или в процентах — 17,5 умерших до года детей из каждых 100 родившихся[1].

[1] Расчеты произведены автором в 1925 г. В настоящее время детская смертность в СССР значительно ниже. В 1968 г. она составляла 26 умерших на 1000 родившихся, или, в процентах, 2,6 на 100 родившихся.— *Прим. ред.*

ОБ ОДНОМ ОБЩЕМ ВЫРАЖЕНИИ ДЛЯ ДОЖИВАЕМОСТИ В УСЛОВИЯХ СМЕРТНОСТИ ДАННОГО КАЛЕНДАРНОГО ПРОМЕЖУТКА

Под доживаемостью в некотором календарном промежутке условимся понимать вероятность дожития до заданного возраста лица из такой воображаемой совокупности, которая при своем старении последовательно проходит через все те значения повозрастной смертности, какие наблюдены в заданном (произвольной величины) календарном промежутке времени.

Пусть $\varphi(x, \tau)$ изображает плотность смертности для возраста x и календарного момента τ (в замкнутом, т. е. не подверженном миграции, населении).
Тогда

$$M_{x_1}^{\tau_1,\tau_2} = \int_0^{x_1}\int_{\tau_1}^{\tau_2} \varphi(x,\tau)\,d\tau, dx \quad (\tau_2>\tau_1) \tag{1}$$

будет численно равно количеству умерших в возрасте от 0 до x_1 за время (τ_1, τ_2), и, следовательно, при соответственно избранном виде функции параметры $\varphi(x, \tau)$ могут быть определены тем или иным интерполяционным приемом на основе данных обычной статистической табличной разработки.

Пусть далее $g(\tau)$ изображает плотность родившихся для момента τ. Выберем какой-либо возраст z. Тогда лица, достигающие возраста z в промежутке времени (τ_1, τ_2), все по моментам рождения будут относиться к промежутку

$$\tau_1 - z,\ \tau_2 - z,$$

и все точки их линий жизни (моменты достижения различных возрастов x) будут лежать в той части координатной плоскости (x, τ), которая ограничена прямыми:

$$\tau = (\tau_1 - z) + x;$$

$$\tau = (\tau_2 - z) + x,$$

и, следовательно, количество доживших до возраста v из числа родившихся в промежутке $(\tau_1 - z, \tau_2 - z)$ будет численно равно

$$L_v = \int_{\tau_1 - z}^{\tau_2 - z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^{v}\int_{\tau_1 - z + x}^{\tau_2 - z + x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx. \tag{2}$$

Полагая здесь $v = z$, получим L_z — число доживших до возраста z, причем до этого возраста (z) указанная совокупность доживет как раз в заданном календарном промежутке (τ_1, τ_2).

Вероятность лицу из указанной совокупности умереть в следующий элементарно малый промежуток возраста

$$z,\ z + dz$$

внутри тех же границ времени вымирания (τ_1, τ_2) будет:

$$\mu_z^{\tau_1,\tau_2} dz = \frac{dz \int_{\tau_1}^{\tau_2} \varphi(z,\tau)\,d\tau}{\int_{\tau_1 - z}^{\tau_2 - z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^{z}\int_{\tau_1 - z + x}^{\tau_2 - z + x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx}. \tag{3}$$

Рассматривая далее изменение z от 0 до исследуемого возраста x_1, приходим к следующему выражению для вероятности некоторой совокупности лиц дожить до возраста x_1, если эта совокупность на протяжении возрастного промежутка $(0, x)$ последовательно проходит через условия той повозрастной смертности, какая наблюдена в промежутке вымирания (τ_1, τ_2):

$$l_{x_1}^{\tau_1,\tau_2} = e^{-\int_0^{x_1} \frac{dz \int_{\tau}^{\tau_2} \varphi(z,\tau)\,d\tau}{\int_{\tau_1-z}^{\tau_2-z} g(\tau)\,d\tau - \int_0^{z}\int_{\tau_1-z+x}^{\tau_2-z+x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx}}. \qquad (4)$$

Найденное совершенно общее выражение для доживаемости, выражающее общую идею таблицы смертности «идеального» поколения в случае вполне замкнутого населения, может иметь многочисленные практические приложения.

В качестве примера рассмотрим приложение найденного выражения к построению показателя детской смертности на протяжении некоторого календарного месяца (обычно получаемого чисто эмпирическими путями). Заметим, что на практике в этом случае можно обычно полагать

$$\varphi(z,\tau) = g(\tau - z)\cdot f(z).$$

Задавшись для простоты линейной зависимостью для $g(\tau)$

$$g(\tau) = a + b\tau$$

и перенеся начало координат в середину изучаемого промежутка времени, положим сначала

$$f(z) = k;\ \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)]. \qquad (5)$$

Тогда

$$\int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{1}{2}} \varphi(z,\tau)\,d\tau = k(a - bz);\quad \int_{-\frac{1}{2}-z}^{\frac{1}{2}-z} g(\tau)\,d\tau = a - bz;$$

$$\int_0^z \int_{-\frac{1}{2}-z+x}^{\frac{1}{2}-z+x} \varphi(x,\tau)\,d\tau dx = kz(a - bz);$$

и выражение (4) принимает вид:

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)dz}{a-bz-kz(a-bz)}} = 1 - kx, \qquad (6)$$

а вероятность смерти (на промежутке возраста 0, x):

$$q_x = 1 - l_x = kx. \qquad (6а)$$

Постоянная k может быть определена из формулы (1) путем использования статистических таблиц:

$$M_{(x)} = \int_0^x \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \varphi(z,\tau)\,d\tau dz = kx\left(a - \frac{bx}{2}\right); \qquad (7)$$

$$k = \frac{M_{(x)}}{x\left(a - \frac{bx}{2}\right)},$$

$$a - \frac{bx}{2} = \frac{1}{x}\int_{-x}^{0} g(\tau)\,d\tau = n,$$

где

n — среднее число родившихся (в единицу времени) за календарный промежуток $(-x,\ 0)$.

Отсюда

$$q_x = \frac{M_{(x)}}{n}. \qquad (8)$$

При указанном выше виде функций, определяющих рождаемость и смертность, получается, таким образом, обычная формула для показателя детской смертности. Отсюда ясно, что эта формула может применяться при условии пропорциональности смертности числу рождений соответственного поколения, причем коэффициент пропорциональности независим от возраста. В силу очевидной удаленности такого предположения от конкретной действительности примем иное предположение о виде функции $\varphi(z,\ \tau)$, задавшись хотя бы простейшей зависимостью $f(z)$ от возраста. Положим

$$f(z) = k(1 - mz);\quad \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)]\cdot(1 - mz). \qquad (9)$$

В этих условиях выражение (4) приводится к виду:

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)(1-mz)dz}{a-bz-kz(a-bz)\left(1-\frac{mz}{2}\right)}} = \frac{kmx^2}{2} - kx + 1, \qquad (10)$$

и вероятность смерти

$$Q_x = 1 - l_{(x)} = kx\left(1 - \frac{mx}{2}\right). \qquad (10а)$$

В этом случае

$$M_{(x)} = \int_0^{x+\frac{1}{2}} \int_{-\frac{1}{2}}^{1} \varphi(z,\tau)\,d\tau dz = kx\left(1 - \frac{mx}{2}\right)\left(a - \frac{bx}{2}\right) + \frac{kbmx^3}{12},$$

откуда

$$Q_x = \frac{M_{(x)}}{n} + r, \quad \text{где } r = \frac{kbmx^3}{12n}. \qquad (11)$$

Здесь r играет роль поправки на зависимость смертности от возраста. Легко видеть, что поправка эта существенна лишь при b не равном нулю, т. е. в случае наличия изменений в рождаемости.

Практически величина поправки может быть вычислена различными способами. Укажем одну из приближенных формул для r, которую можно применять при исчислении смертности детей в возрасте от 0 до 12 месяцев:

$$r = -2{,}4\,\frac{b}{n}\,(6q_2 - q_{12})$$

и

$$Q_{12} = q_{12} - 2{,}4\,\frac{b}{n}\,(6q_2 - q_{12}), \qquad (12)$$

где q_2 и q_{12} — вычисленные обычным способом (путем отнесения к среднему числу родившихся) вероятности умереть до 2 и до 12 месяцев, b — средний месячный прирост рождений и n — среднее число рождений за исследуемый и 12 предыдущих месяцев. Разумеется, указанная поправка делается существенной лишь при стремительном изменении во времени рождаемости и смертности. Приводим пример, характеризующийся такими разкими изменениями.

ПОМЕСЯЧНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ (НА 100 РОДИВШИХСЯ). ЛЕНИНГРАД, 1919 г.

Месяцы	Истинная величина* показателя	Исчисления по обычному способу		По формуле (12)	
		показатель	ошибка	показатель	ошибка
Апрель	43,4	33,4	−10,0	44,7	+1,3
Август	32,9	23,9	−9,0	34,9	+2,0

* «Истинные» показатели получены путем построений специальных таблиц смертности для данных календарных месяцев. 1919 год (война, блокада) характеризуется необычно высокими показателями детской смертности и стремительным падением рождаемости.

Заметим, наконец, что задание для $f(z)$ наиболее естественного показательного выражения

$$f(z) = ke^{-mz}\ ;\ \varphi(z,\tau) = k[a + b(\tau - z)]e^{-mz}$$

приводит выражение (4) для вероятности дожития к очень простому виду. В этом случае

$$l_x = e^{-\int_0^x \frac{k(a-bz)\,e^{-mz}\,dz}{(a-bz) - \frac{k}{m}(a-bz)(1-e^{-mz})}} = \qquad (13)$$

$$= 1 + \frac{k}{m}(e^{-mx} - 1)$$

и вероятность смерти

$$Q^1_{(x)} = \frac{k}{m}\,(1 - e^{-mx}), \qquad (13а)$$

откуда следует, что равенства (6а) и (10а) получаются из формулы (13 а) разложением в ряд путем отбрасывания членов разложения, начиная со второго (для равенства (6а)) и с третьего (для равенства (10а)). Нужно сказать, однако, что пользование формулой (13 а) менее удобно для практики, ибо нахождение постоянных в ней (k и m)

путем интерполирования требует решения системы трансцендентных уравнений. Достигаемая же этим путем лишняя точность на практике не нужна, ибо фактические значения чисел родившихся и умерших вообще лишь очень приблизительно могут быть интерпретированы простыми функциональными зависимостями.

Заметим еще, что применение общего выражения (4) к вопросам измерения детской смертности сообщает многим понятиям, например «детская смертность данного календарного месяца», математический смысл, лишая эти понятия неопределенности.

Разработка иных приложений приведенного метода будет служить предметом дальнейших работ.

РАБОТЫ ПО МЕДИЦИНСКОЙ СТАТИСТИКЕ

О ПРИМЕНЕНИИ МАТЕМАТИЧЕСКИХ И МАТЕМАТИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ ПРИЕМОВ ИССЛЕДОВАНИЯ В МЕДИЦИНЕ[1]

I

Статистические приемы и методы исследования получили в настоящее время чрезвычайно широкое применение в самых разнообразных отраслях научного исследования. Статистика как одно из орудий познания используется сейчас не только в экономике, обществоведении и демографии, но заняла прочное положение и в исследованиях по ботанике, зоологии и в прочих биологических дисциплинах. Не чужды статистическому методу исследования и так называемые точные науки. Астрономия, механика, целый ряд отделов физики строят вероятностные схемы наблюдаемых явлений и используют статистические приемы для их изучения. Даже самая «чистая» математика начинает иногда использовать статистическую таблицу или статистический ряд при исследовании некоторых вопросов.

Медицина также оказалась вовлеченной в круг дисциплин, пользующихся статистическими приемами познания. Об этом в достаточно большой степени свидетельствует огромное число работ и статей статистического характера, заполняющих в настоящее время наши медицинские журналы. Отметим при этом одну особенность: в то

[1] Опубликовано в «Архиве биологических наук», т. XXXV, серия «А», вып. 1, Л., Издательство Всесоюзного института экспериментальной медицины, 1934, стр. 53—79.

стической мысли, с другой — центральных органов здравоохранения (в частности, органов охраны материнства и младенчества) и с третьей — самое существенное — работников с мест. Дело научно-статистической мысли (институтов, специальных кафедр) — дать руководящие принципы статистической методологии. Дело центральных органов — созыв специального совещания, где должны быть обсуждены и решены практические вопросы собирания и разработки материалов, изыскание средств на ведение дела и дача нужных распоряжений на места. Наконец, дело местных работников — по возможности скорее начать нелегальную и ответственную работу по собиранию и контролю необходимых статистических материалов. При дружной и согласованной работе можно уже в короткий срок добиться ценных результатов.

В дальнейшем работа сама собою будет расширяться и углубляться: нужно помнить, что поле деятельности в этом направлении у нас в СССР чрезвычайно широко. Достаточно сказать, что один бланк[1] записи детей в консультации представляет неисчерпаемый источник для интереснейших статистических разработок. Не будет преувеличением, если мы скажем, что многие до сего времени нерешенные вопросы биологии ребенка смогут найти свое решение в правильно поставленных разработках даже тех бланков, какие заполняются местными работниками органов охраны материнства и младенчества.

[1] Индивидуальная карта ребенка, история развития ребенка.

О ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТНОСТИ ОТ ОТДЕЛЬНЫХ ПРИЧИН[1]

Комбинированная разработка статистических данных о причинах смерти и возрасте умерших приводит в результате (при сколько-нибудь подробной номенклатуре и классификации причин смерти) к весьма громоздкой и трудно обозримой таблице. И если каждая отдельная причина смерти при наличии такой таблицы может с успехом и большей подробностью быть изучена, то общее сводное рассмотрение структуры смертности становится затруднительно. С этой точки зрения вполне понятны стремления к построению той или иной системы относительных чисел, призванных, с одной стороны, облегчить рассмотрение общей картины смертности, с другой — подчеркнуть специфические особенности данной таблицы по сравнению с другими, аналогичными; последнее является обычно первым шагом на пути к анализу тех основных факторов, вследствие воздействия которых образовалась именно данная структура общей смертности. Обычная и наиболее употребительная методика построения системы таких относительных чисел — это метод простого процентирования всех чисел таблицы к итогу. Недостаточность такой системы показателей, как материала к анализу, общеизвестна. Целью настоящей статьи является приведение примера иной системы относительных чисел, которая во многих случаях лучше может

[1] Опубликовано в журнале «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9, стр. 26—30. Печатается с сокращениями.

отвечать целям уяснения роли и значения отдельных причин смерти в общей картине смертности населения.

В основе излагаемой системы показателей лежит обычная таблица смертности. Как известно, всякая современная таблица смертности, построенная так называемым косвенным методом, дает в результате картину повозрастного убывания некоторого воображаемого населения, т. е. является в своем роде абстракцией.

Если, например, мы имеем в своем распоряжении таблицу смертности населения Ленинграда 1926—1927 гг., то любая графа этой таблицы, будь это колонка чисел доживающих (l_x) или умирающих (d_x), будет изображать постепенное, повозрастное вымирание некоторого населения, причем, однако, это население отнюдь не представляет собой того населения, какое было в Ленинграде в 1926 и 1927 гг.[1]. Изображенное в таблице смертности население есть абстрактное население, представляющее собой такую возрастную структуру, какая получилась бы в результате *последовательного* воздействия на некоторую совокупность родившихся тех повозрастных показателей смертности, какие *одновременно* наблюдались по отношению к разным возрастным группам в Ленинграде в 1926—1927 гг.

Такая система абстрагированных показателей имеет, как известно, большие преимущества как в смысле создания базы для сравнительной характеристики смертности отдельных конкретных групп населения, так и в смысле подведения основы для целого ряда плановых расчетов в области доживаемости населения, почему и пользуется в настоящее время широким распространением.

Обычная таблица смертности затрагивает вместе с тем лишь одну сторону смертности — ее *повозрастные* изменения. Ничто не мешает, однако, несколько расширить систему показателей, называемую «таблицей смертности», распространив ее еще на одну сторону, а именно на *причины смерти*.

В самом деле любое число d_x из соответствующей колонки таблицы смертности может рассматриваться[2] как вероятность родившемуся умереть в промежутке

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, М.—Л., Планхозгиз, 1930, стр. 26.

[2] Путем отнесения к величине основной совокупности родившихся.

возраста от x до $x+1$. В то же время, зная, что в те самые годы и в тех местностях (для которых строилась таблица смертности) лица, умиравшие в возрасте от x до $x+1$, распределялись по причинам смерти в некотором процентном соотношении, мы получаем возможность распространить это процентное соотношение на наше число d_x и тем самым получить частные вероятности смерти, характеризующие вероятность сложного события: вероятности не только умереть в указанном промежутке возраста, но и умереть именно от указанной отдельной причины смерти[1].

Техника вычислений здесь весьма проста. Прежде всего согласно тем группам возрастов, по каким приведены данные о причинах смерти (пятилетние или десятилетние группы), необходимо образовать соответственные суммы чисел d_x по соответствующей же таблице смертности. Пусть, например, данные о причинах смерти мужского населения Ленинграда за 1926—1927 гг. сгруппированы по пятилетним промежуткам. Тогда из соответствующей таблицы смертности[2] заимствуются числа d_x (гр. 3). Если, например, мы берем на рассмотрение причины смерти для возрастной группы 20—24 года, то прежде всего нужно образовать сумму чисел d_x для той же возрастной группы:

$$369+382+388+389+390=1918.$$

Пусть далее нам известно (из разработки по причинам смерти), что в возрасте 20—24 за те же годы умерло всего 1295 человек, в числе которых 35,4% умерло от туберкулеза, 10,7% — от острозаразных заболеваний, 12,8% — от несчастных случаев и т. д. Взяв такие же проценты от числа 1918, мы и найдем те числа умерших от данных причин в возрасте 20—24 года, какие соответствуют стационарному населению, взятому из таблицы смертности 1926—1927 гг. для Ленинграда. В данном примере имеем следующий результат: туберкулез — 679, острозаразные заболевания — 205, несчастные случаи — 246 и т. д.

Полученные в результате аналогичные числа по всем возрастным группам при суммировании по каждой при-

[1] По возможности выделяют однолетнюю группу 0—1 год.

[2] См. С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, стр. 26—27.

чине смерти дадут при отнесении к 100 000 вероятность умереть от данной причины на протяжении всей жизни. Если вопрос стоит о нахождении вероятности умереть в определенном возрастном промежутке, например в возрасте 20—59 лет, то и суммирование полученных чисел должно быть распространено на этот же промежуток возраста. При этом для получения вероятности смерти в этом случае нужно отнести полученную сумму не к 100 000, а к числу доживших до 20 лет (69 770 в нашем примере).

Совокупность вычисленных таким образом частных вероятностей для всех различных возрастов и для всех принятых в классификации групп причин смерти может дать в результате подробную систему показателей, представляющих весьма содержательную картину смертности изучаемого населения. При этом нет особой необходимости непременно выделять для рассмотрения каждую однолетнюю группу возраста. Вполне достаточную характеристику общей смертности можно получить путем распространения данных о причинах смерти на пятилетние (иногда даже десятилетние) суммы чисел d_x.

Существующая в настоящее время[1] в Ленинграде разработка данных о смертности по возрасту и причинам смерти позволяет привести пример такой системы показателей.

При построении табличных вероятностей во избежание излишнего дробления чисел нами была предпринята сильно сокращенная группировка причин смерти, включающая в себя 25 причин смерти. Однако и при такой сокращенной группировке получившиеся таблицы слишком громоздки для приведения в журнальной статье. Мы ограничимся поэтому приведением немногих извлечений из таблицы.

Прежде всего приведем пример общих вероятностей умереть от той или иной причины смерти на всем протяжении возраста человеческой жизни. При этом позволим себе еще раз напомнить о том абстрактном значении, какое имеют приводимые показатели, характеризующие стационарное население, соответствующее тем условиям смертности по возрасту и причинам смерти, какие наблюдались в Ленинграде в 1926—1927 гг. Все величины вероятностей умножены на 1000 для удобства рассмотрения.

[1] Речь идет о 1926—1927 гг.— *Прим. ред.*

ЛЕНИНГРАД. 1926—1927 гг. СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ УМЕРЕТЬ ОТ ТОЙ ИЛИ ИНОЙ ПРИЧИНЫ НА ПРОТЯЖЕНИИ ВСЕЙ ЖИЗНИ

	Мужчины	Женщины
Туберкулез (все формы)	129,16	84,18
Болезни сердца	120,42	128,62
Рак и прочие злокачественные новообразования	113,28	126,61
Острозаразные заболевания	104,17	108,91
Болезни мозга и нервной системы	98,55	129,31
Воспаление легких	96,99	96,07
Диаррея и энтерит	62,05	59,14
Врожденная слабость и пороки развития	41,62	35,96
Несчастные случаи	40,35	16,87
Болезни пищеварительных органов (кроме диареи и энтерита)	32,63	27,47
Старческая дряхлость	26,92	77,76
Прочие общие болезни (кроме заразных и рака)	22,34	13,27
Болезни органов кровообращения (кроме болезней сердца)	21,69	21,22
Болезни органов дыхания (кроме воспаления легких)	19,58	11,99
Самоубийства	17,19	9,31
Болезни почек	13,69	12,63
Болезни кожи и подкожной клетчатки	8,65	12,92
Болезни половых органов	7,27	4,39
Болезни беременных и послеродовые	—	5,92
Убийства	4,90	2,58
Болезни костей и органов движения	2,84	1,32
Прочие болезни	10,88	7,09
Неопределенные и неуказанные причины	4,83	6,46
	1000,00	1000,00

Уже из этого суммарного перечня можно видеть значительные различия мужской и женской смертности.

У мужчин на первом месте как причина смерти стоит туберкулез, на втором — болезни сердца, на третьем—рак (и прочие злокачественные новообразования), на четвертом — острозаразные заболевания, на пятом — мозговые и нервные болезни и на шестом — воспаление легких.

У женщин первое место принадлежит болезням мозга и нервной системы (главным образом апоплексия), на втором — болезни сердца, на третьем — рак, на четвертом — острозаразные заболевания, на пятом — воспаление легких и лишь на шестом — туберкулез.

Далее, смертность женщин характеризуется значительно большим процентом лиц, доживающих до преклонных возрастов, и в результате мы имеем в Ленинграде

процент женщин, умирающих от старческой дряхлости, втрое более высокий, нежели соответствующий процент мужчин. Все это, а также и то, что женское население имеет еще один свой особый источник смертности — болезни беременных и послеродовые (так называемую «материнскую смертность»), создает разные степени опасности умереть от отдельных причин для мужского и женского населения. Женщины подвергаются большей опасности умереть, нежели мужчины, от болезней сердца, рака, острозаразных болезней, мозга и нервной системы, болезней кожи, и, если здесь можно говорить об опасности, от старческой дряхлости. Несравненно меньшая у женщин (нежели у мужчин) опасность умереть от туберкулеза, врожденной слабости, несчастных случаев, алкоголизма, самоубийства, убийства. Почти одинакова вероятность смерти от воспаления легких, поносов и других болезней органов пищеварения и кровообращения (кроме сердца).

ЛЕНИНГРАД. 1926—1927 гг. СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ ЛИЦА, ДОСТИГШЕГО 20 ЛЕТ, УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН В РАБОЧЕМ ВОЗРАСТЕ (ДО 60 ЛЕТ)

(вероятности умножены на 1000)

	Мужчины	Женщины
Острозаразные заболевания	19,19	13,96
Туберкулез	109,91	55,27
Прочие заразные заболевания	6,08	3,08
Рак и прочие злокачественные новообразования	61,62	56,47
Прочие общие болезни	20,04	9,62
Болезни мозга и нервной системы	43,60	33,86
Болезни сердца	56,59	32,25
Прочие болезни органов кровообращения	10,95	5,66
Воспаление легких	22,47	12,02
Прочие болезни дыхательных органов	10,73	4,62
Поносы (диаррея и энтерит)	2,84	2,18
Прочие болезни органов пищеварения	24,55	14,95
Болезни почек	8,76	6,78
Прочие болезни мочевых органов	0,89	0,15
Болезни половых органов	0,54	4,78
Болезни беременных и послеродовые	—	7,80
Болезни кожи и подкожной клетчатки	3,18	1,81
Болезни костей и органов движения	1,15	0,73
Старческая дряхлость	0,80	1,06
Самоубийства	20,44	9,14
Убийства	4,79	1,99
Несчастные случаи	34,64	7,70
Прочие болезни	—	—
Болезни неопределенные и неуказанные	2,04	1,02
Вероятность дожить до 60 лет	534,20	713,10
	1000,00	1000,00

Рассмотрим теперь причины смерти, свойственные рабочему возрасту 20—59 лет. Приведенные данные (см. стр. 450) будут характеризовать опасность смерти от отдельных причин для лица, достигшего 20-летнего возраста в промежутке его жизни до 60 лет (исключительно).

Приведенные данные с достаточной убедительностью свидетельствуют о значительно более высокой жизненной стойкости женского населения в рабочем возрасте.

Для большей наглядности приведем краткую группировку.

СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ МУЖЧИНЫ, ДОСТИГШЕГО 20-ЛЕТНЕГО ВОЗРАСТА, ДОЖИТЬ ДО 60 ЛЕТ ИЛИ УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН ДО ДОСТИЖЕНИЯ ЭТОГО ВОЗРАСТА

(вероятности умножены на 1000)

Вероятность дожить до 60 лет	534,20
Вероятность умереть до 60 лет	465,80
в том числе:	
от туберкулеза	109,91
от рака и прочих злокачественных новообразований	61,62
от болезней сердца	56,59
от болезней мозга и нервной системы	43,60
от несчастных случаев	34,64
от болезней дыхательных органов	33,20
от болезней пищеварительных органов	27,39
от самоубийства	20,44
от общих болезней (кроме рака и заразных)	20,04
от острозаразных заболеваний	19,19
от всех прочих причин	39,18

СТЕПЕНЬ ВЕРОЯТНОСТИ ДЛЯ ЖЕНЩИНЫ, ДОСТИГШЕЙ 20-ЛЕТНЕГО ВОЗРАСТА, ДОЖИТЬ ДО 60 ЛЕТ ИЛИ УМЕРЕТЬ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ПРИЧИН ДО ДОСТИЖЕНИЯ ЭТОГО ВОЗРАСТА

(вероятности умножены на 1000)

Вероятность дожить до 60 лет	713,10
Вероятность умереть до 60 лет	286,90
в том числе:	
от рака и прочих злокачественных новообразований	56,47
от туберкулеза	55,27
от болезней мозга и нервной системы	33,86
от болезней сердца	32,25

от болезней пищеварительных органов	17,13
от болезней дыхательных органов	16,64
от острозаразных заболеваний	13,96
от прочих общих заболеваний (кроме рака и заразных)	9,62
от самоубийства	9,14
от болезней беременных и послеродовых	7,80
от несчастных случаев	7,70
от болезней почек	6,78
от прочих причин	20,28

Не только у женщин в рабочем возрасте общая вероятность умереть ниже на 40%, нежели у мужчин соответственного возраста, но и все причины смерти (кроме заболеваний половых органов) дают значительно меньшие вероятности, выражающие опасность умереть. Опасность смерти от туберкулеза, болезней дыхательных органов, от самоубийства, от «прочих общих болезней» (алгоголизм и пр.) вдвое ниже у женщин, чем у мужчин. От несчастных случаев вероятность смерти ниже в 4—5 раз. От прочих причин смертность у женщин в рабочем возрасте понижена на 10—25%. Зато у женщин довольно значительное место занимают пуэрперальные причины, так называемая «материнская смертность». Мы привели здесь лишь самые краткие извлечения из общей системы показателей, полученных на основе таблицы смертности. Весьма большое число крайне интерсных показателей осталось нами неосвещенным. В частности, мы совсем не затрагивали здесь вопроса об особых таблицах повозрастных вероятностей смерти от отдельных причин. Вопрос этот по причине своей обширности должен служить содержанием особой статьи.

К ВОПРОСУ О СРЕДНЕЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ ТУБЕРКУЛЕЗНЫХ ИНВАЛИДОВ[1]

Вопросы, касающиеся туберкулезной инвалидности, имеют большое и актуальное значение, в частности, вопрос о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов.

Определение средней продолжительности жизни путем кратковременного наблюдения за умершими не достигают цели, так как в этом случае из подсчета оказываются исключенными инвалиды, пережившие сроки наблюдений. В результате подобный метод дает пониженную величину средней продолжительности жизни инвалидов.

Кроме того, необходимо принять во внимание, что средняя продолжительность жизни у туберкулезных инвалидов, как и у всех других, является функцией возраста и это должно быть соответствующе учтено и обработано.

Высказанные выше соображения заставили нас заняться разработкой методики с тем, чтобы дальнейшим накоплением хорошо проверенного статистического материала и изучением его разрешить вопрос.

Методика нахождения величины средней продолжительности жизни населения в целом и некоторых отдельных изолированных групп населения с давних пор при-

[1] Написано совместно с Е. Е. Клионским. Опубликовано в «Трудах Ленинградского туберкулезного научно-исследовательского института». Юбилейный сборник. Л., 1933, стр. 83—89. Печатается с сокращениями.

висимость средней продолжительности жизни не только от возраста, но и от срока инвалидности. Известно, какое большое влияние на доживаемость оказывает давность состояния даже в общестраховых контингентах (влияние отбора и пр.). Тем более интересно изучить этот вопрос в приложении к туберкулезной инвалидности.

Весьма существенными также могут оказаться результаты изучения доживаемости более дифференцированных групп как по социально-профессиональному признаку, так и по признаку поражаемости туберкулезом. Наконец, нами совсем не изучен вопрос о доживаемости аналогичных групп женского населения.

Все намеченные темы требуют дальнейших работ и в первую очередь накопления тщательно проверенного и достаточно численного статистического материала. Забота о таком накоплении должна явиться первой задачей всех интересующихся вопросами доживаемости туберкулезных инвалидов и прочих больных туберкулезом.

БИБЛИОГРАФИЯ ТРУДОВ В. В. ПАЕВСКОГО[1]

Математическая теория риска при страховании жизни.— «Известия Общества страховых знаний». Вып. XII, Петроград, 1916, стр. 68—121.

Об изменении полового состава родившихся во время и после войны.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», 1924, № 6, стр. 39—42.

Средняя разность возрастов женихов и невест.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь 1924, № 7, стр. 38—41.

Индексы брачности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», февраль 1924, № 8, стр. 60—64.

Экономическое значение колебаний общей смертности.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», 1924, № 9, стр. 38—40.

Многоплодные роды в Ленинграде.—.«Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — май 1924, № 10, стр. 82—83.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июнь — декабрь 1924, № 11, стр. 89—91.

Новые французские таблицы смертности.— «Врачебная газета», 1925, № 5.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1924 г. [совместно с С. А. Новосельским].— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 139—160.

Таблицы детской смертности Ленинграда (Детская смертность в возрасте 0—1 год).— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 161—167.

Аборты в Ленинграде в 1924 году.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», январь — март 1925, № 12, стр. 205—207.

Измерение смертности грудных детей.— «Охрана материнства и младенчества», 1925, т. I, № 2, стр. 132—140.

---

[1] Приносим глубокую благодарность А. Н. Типольт за предоставленный перечень научных работ В. В. Паевского, составивший основу библиографии его трудов.

Естественное движение населения Ленинградской губернии.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — июнь 1925, № 13, стр. 178—191.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», апрель — июнь 1925, № 13, стр. 208—210.

Механическое движение населения Ленинграда за январь — октябрь 1925 года.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 111—113.

Естественное движение населения Ленинградской губернии за первую половину 1925 года.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 115—117.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 133—136.

Обзор книг по статистике, поступивших в 1924—1925 гг. в библиотеку Ленинградского Губстатотдела.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», июль — сентябрь 1925, № 14, стр. 181 191.

Life tables of the city of Leningrad (form. Petrograd) for the years 1910—11, 1918, 1920 and 1923 [совместно с С. А. Новосельским].— Metron, 1/IX 1925, vol. V, № 2, p. 1—16.

Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг. [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии», вып. 6, Л., изд. Ленинградского губернского отдела статистики, 1925, стр. 134—178.

О выравнивании возрастных группировок.— В кн.: «Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии», вып. 6, Л., изд. Ленинградского губернского отдела статистики, 1925, стр. 179—186.

Таблицы детской смертности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г. — июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 215—219.

Механическое движение населения Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г. — июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 220—236.

Обзор книг по статистике, поступивших в 1925—1926 гг. в библиотеку Ленинградского Губстатотдела (иностранные издания).— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1925 г.— июнь 1926 г., Л., 1926, № 15, стр. 299—304.

Смертность грудных детей в Ленинграде в 1925 году.— «Клиника детских болезней». Сборник статей под ред. проф. В. О. Мочана, вып. 3—4, Л., изд-во «Практическая медицина», 1927, стр. 59—65.

Смертность грудных детей в Ленинграде и Ленинградской губернии.— В кн.: «Труды третьего Всесоюзного съезда детских врачей в Ленинграде с 3—10 июня 1925 года», Л., изд-во «Практическая медицина», 1926, стр. 371—376.

Естественное движение населения Ленинградской губернии в 1923—1925 гг.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики»», октябрь 1926 г.— июнь 1927 г., Л., 1927, № 16, стр. 174—205.

Аборты в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского губернского отдела статистики», октябрь 1926 г.— июнь 1927 г., Л., 1927, № 16, стр. 206—216.

Аборты в Москве и Ленинграде.— В кн.: «Аборты в 1925 году», Статистика СССР. Отдел моральной статистики, том XXXV, вып. 2, М., изд. ЦСУ СССР, 1927, стр. 29—51.

Естественное движение населения в Ленинградской губернии (без Ленинграда) за 1926 год.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», июль — сентябрь 1927 г., Л., 1928, № 17, стр. 57—80.

Естественное движение населения Ленинградской области в 1926 году.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», октябрь — декабрь 1927 г., Л., 1928, № 18, стр. 49—61.

Таблицы детской смертности Ленинграда.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», октябрь — декабрь 1927, Л., 1928, № 18, стр. 101—106.

О применении выборочного метода к разработке данных о заболеваемости (первичной обращаемости).— В кн.: «XI Всесоюзный съезд бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей. Ленинград 21—26 мая 1928 г. Тезисы докладов», Л., изд-во Наркомздрава РСФСР, 1928, стр. 98—101.

О построении коэффициентов смертности неподвижного населения.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики». апрель — июнь 1928, № 20, стр. 31—54.

Смертность грудных детей в Ленинграде (1916—1926 гг.).— В кн.: «Санитарно-статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения», Л., изд. Ленинградского Медицинского журнала, 1928, стр. 178—195.

Статистика движения населения.— В кн.: А. А. Кауфман «Теория и методы статистики», М.—Л., Госиздат, 1928, § 225, стр. 453—458.

Семьи в Ленинграде.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», 1929, № 22, стр. 1—24.

Таблицы детской смертности Ленинграда за 1927 и 1928 гг.— «Бюллетень Ленинградского областного отдела статистики», 1929, № 22, стр. 42—46.

О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости.— В кн.: «Труды XI Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санитарных врачей 21—26 мая 1928 года в Ленинграде», М.—Л., Госмедиздат, 1929, т. I, стр. 231—238.

Статистика в деле охраны материнства и младенчества.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 1, стр. 91—106.

Смертность от малярии и прогрессивного паралича.— «Врачебная газета», 1929, № 7.

Методы статистического учета работы консультации (Тезисы доклада проф. В. В. Паевского, Ленинград).— В кн.: «IV Всесоюзный съезд по охране материнства и младенчества. Москва 1—7 июня 1929 г. Программа и тезисы докладов», М.—Л., Госмедиздат, 1929, стр. 89—93.

Детская смертность в Ленинграде в 1927 году.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», Л., 1929, т. I, вып. 2, стр. 252—266.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1928 году.— Ленинградский областной отдел статистики. Бюллетень, 1929, № 23, стр. 1—33.

К вопросу о рождаемости в Ленинграде (по материалам статистики абортов).— В кн.: «Статистический сборник Ленинградского областного отдела здравоохранения за 1928 г.», Л., изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1929, стр. 58—63.

Численность населения Ленинграда.— Статистический бюллетень, Л., изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1930, № 24, стр. 49—50.

Смертность и продолжительность жизни населения СССР 1926—1927 гг. Таблицы смертности [совместно с С. А. Новосельским]. М.—Л., Планхозгиз, 1930.

Смертность от детских инфекций в Ленинграде.— Ленинградский областной отдел статистики. Статистический бюллетень, 1930, № 25, стр. 73—75.

О миграциях населения Ленинграда в 1929 г.— Ленинградский областной отдел статистики. Статистический бюллетень, 1930, № 25, стр. 76—81.

Детская смертность в Ленинграде в 1928 году.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. I, вып. 3—4, стр. 491—501.

Смертность и доживаемость грудных и малых детей в Ленинграде. Экономико-статистический сектор облплана. Статистический бюллетень, изд. Ленинградского областного отдела статистики, 1930, № 26, стр. 57—65.

О статистическом учете работы консультаций.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. II, вып. 1, стр. 126—139.

Детская консультация в небольшом городе (Опыт статистической характеристики) [совместно с А. Н. Типольт].— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», 1930, т. II, вып. 2—3, стр. 279—291.

Рецензия на книгу: С. А. Томилин «Социально-гигиеническая оценка детской смертности. По материалам международной и украинской статистики. Харьков, изд-во «Научная мысль», 1930.— «Вопросы педиатрии, педологии и охраны материнства и детства», т. II, вып. 2—3, 1930, стр. 342—343.

Брачность и разводы в Ленинграде.— Экономико-статистический сектор облплана. Статистический бюллетень, изд. Ленинградского облисполкома, 1930, № 27, стр. 125—131.

К вопросу об экономических последствиях аборта как социального явления [без подписи].— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана, Статистический сборник 1930 г.», Л., изд. Ленинградского облисполкома, 1930, стр. 146—149.

Социальный состав населения Ленинграда.— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана. Статистический сборник 1930 г.», Л., изд. Ленинградского облисполкома, 1930, стр. 128—133.

Демографический институт (ДИН) [без подписи].— «Вестник Академии наук СССР», 1931, № 1, стр. 59.

Демографический институт (ДИН) [без подписи].— «Вестник Академии наук СССР», 1931, № 8, стр. 35—36.

О вероятности «смертности от отдельных причин.— «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9, стр. 26—30.

Методика измерения детской смертности в возрасте от 0 до 1 года.— В кн.: А. Н. Антонов «Смертность грудных и малых детей, ее причины и меры борьбы» [приложение], М.—Л., Госмедиздат, 1931, стр. 197—241.

Элементы статистики. Пособие для работников охраны материнства и младенчества и других отраслей социальной гигиены. М.—Л., Госмедиздат, 1931.

Источники роста численности населения Ленинграда [без подписи].— В кн.: «Экономико-статистический сектор Ленинградского облплана. На путях строительства социализма (статистический сборник)», изд. Ленинградского облисполкома, 1931, стр. 197—205.

О методах расчета будущей численности и возрастного состава населения (Доложено в ОМЕН 24. XI 1931 г.).— Доклады Академии наук СССР, 1931, № 2, стр. 45—49.

Рождаемость, смертность и естественный прирост в Ленинградской области.— В кн.: «Экономико-статистический справочник Ленинградской области», Л., изд. Облисполкома и Ленсовета, 1932, стр. 148.

О перспективных исчислениях населения. Работы Демографического института Академии наук.— «Вестник Академии наук СССР», 1933, № 1, стр. 1—12.

К вопросу о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов [совместно с Е. Е. Клионским].— В кн.: «Труды Ленинградского туберкулезного научно-исследовательского института. Юбилейный сборник», Л., изд. Лентубинститута, 1933, стр. 83—90.

О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 7—37. [Академия наук СССР].

К вопросу о выравнивании возрастных группировок [совместно с С. А. Новосельским].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 39—61. [Академия наук СССР].

Об измерении смертности мигрирующих масс населения.— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 63—133. [Академия наук СССР].

О применении анамнестических методов в демографии [совместно с А. П. Яхонтовым].— В кн.: «Труды Демографического института», т. I, Л., изд-во АН СССР, 1934, стр. 135—212. [Академия наук СССР].

Об одном общем выражении для доживаемости в условиях смертности данного календарного промежутка.— Доклады Академии наук СССР. Новая серия. Л., 1934, т. I, № 7, стр. 381—387.

О применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине.— Архив биологических наук. Серия «А», 1934, т. XXXV, вып. 1, стр. 53—79.

Нові течії буржуазної науки у питаннях відтворення людності [совместно с С. А. Новосельским].— «Профілактична медицина», 1934, № 4, стр. 33—43.

Демографические работы Леонарда Эйлера.— В кн.: «Леонард Эйлер. 1707—1783. Сборник статей и материалов к 150-летию со дня смерти». АН СССР. Труды Института истории науки и техники, серия II, вып. I, М.—Л., изд-во АН СССР, 1935, стр. 103—110.

30. Заказ 1174.

СОДЕРЖАНИЕ

От редактора 3
Краткий очерк жизни и деятельности В. В. Паевского . . . 6

Работы по демографической статистике

О построении коэффициентов смертности неподвижного населения 17
О перспективных исчислениях населения 47
К вопросу о выравнивании возрастных группировок 55
О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения 76
Об измерении смертности мигрирующих масс населения . . 113
О применении анамнестических методов в демографии . . . 159
I. Введение 159
II. О собирании материала 164
III. О методах обработки 185
IV. К методике разработки 203
V. Об основных технических приемах разработки 209
VI. Заключение 220
Таблицы смертности населения СССР 228
К вопросу о рождаемости в Ленинграде (по материалам статистики абортов) 308
Брачность и разводы в Ленинграде 342
Средняя разность возрастов женихов и невест 352
Экономическое значение колебаний общей смертности . . . 357
Измерение смертности грудных детей 361

Об одном общем выражении для доживаемости в условиях смертности данного календарного промежутка 372

Работы по медицинской статистике

О применении математических и математико-статистических приемов исследования в медицине 331
О применении выборочного метода к разработке статистических данных о заболеваемости 417
Статистика в деле охраны материнства и младенчества . . . 430
О вероятности смертности от отдельных причин 443
К вопросу о средней продолжительности жизни туберкулезных инвалидов 451
Библиография трудов В. В. Паевского 461

Владимир Владиславович Паевский

Вопросы демографической и медицинской статистики

Редактор *В. Н. Третьякова*
Техн. редактор *Р. Н. Феоктистова*
Корректор *М. М. Зудина*
Худ. редактор *Т. В. Стихно*
Переплет художника *Т. Н. Погореловой*

Сдано в набор 19/XII 1969 г. Подписано к печати 6/VIII 1970 г. Формат бумаги $84\times108^{1}/_{32}$. Бумага № 2. Объем: 14,625 печ. л. Уч.-изд. л. 24,12. Тираж 3000 экз. А 07963. (Тематич. план 1969 г. № 62).

Издательство **«Статистика»**, Москва, ул. Кирова, 39.

Заказ № 1174. Областная типография Ивановского управления по печати, г. Иваново, Типографская, 6.

Цена 2 р. 13 к.